



TUGAS AKHIR - SS 145561

**PERAMALAN NILAI EKSPOR NON MIGAS
SEKTOR PERINDUSTRIAN DI JAWA TIMUR
DENGAN MENGGUNAKAN ARIMA
*BOX-JENKINS***

Mohammad Fariq
NRP 1314 030 015

Dosen Pembimbing
Dra. Sri Mumpuni Retnaningsih, MT

Co Pembimbing
Mike Prastuti, S.Si, M.Si

Departemen Statistika Bisnis
Fakultas Vokasi
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2017



TUGAS AKHIR - SS 145561

**PERAMALAN NILAI EKSPOR NON MIGAS
SEKTOR PERINDUSTRIAN DI JAWA TIMUR
DENGAN MENGGUNAKAN ARIMA
*BOX-JENKINS***

Mohammad Fariq
NRP 1314 030 015

Dosen Pembimbing
Dra. Sri Mumpuni Retnaningsih, MT

Co Pembimbing
Mike Prastuti, S.Si, M.Si

Departemen Statistika Bisnis
Fakultas Vokasi
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2017



FINAL PROJECT - SS 145561

**TIME SERIES FORECASTING EXPORT VALUE
OF NON OIL INDUSTRIAL SECTOR
IN EAST JAVA USING ARIMA *BOX-JENKINS***

Mohammad Fariq
NRP 1314 030 015

Supervisor
Dra. Sri Mumpuni Retnaningsih, MT

Co Supervisor
Mike Prastuti, S.Si, M.Si

Department Of Business Statistics
Faculty Of Vocational
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2017

LEMBAR PENGESAHAN

**PERAMALAN NILAI EKSPOR NON MIGAS SEKTOR
PERINDUSTRIAN DI JAWA TIMUR
DENGAN MENGGUNAKAN ARIMA BOX-JENKINS**

TUGAS AKHIR

Diajukan Untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Ahli Madya Pada
Departemen Statistika Bisnis
Fakultas Vokasi
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :


MOHAMMAD FARIQ
NRP 1314 030 015

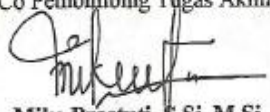
SURABAYA, JULI 2017

Menyetujui,

Pembimbing Tugas Akhir,

Co Pembimbing Tugas Akhir


Dra. Sri Mumpuni Retnaningsih, MT
NIP. 19610311 198701 2 001


Mike Prastuti, S.Si, M.Si
NIP. 19910122 201504 2 002

Mengetahui,
Kepala Departemen Statistika Bisnis
Fakultas Vokasi ITS,

Dr. Wahyu Wibowo, S.Si, M.Si
NIP. 19740328 199802 1 001
DEPARTEMEN
STATISTIKA BISNIS

PERAMALAN NILAI EKSPOR NON MIGAS SEKTOR PERINDUSTRIAN DI JAWA TIMUR DENGAN MENGUNAKAN ARIMA BOX-JENKINS

Nama : Mohammad Fariq
NRP : 1314 030 015
Departemen : Statistika Bisnis
Pembimbing : Dra. Sri Mumpuni Retnaningsih, MT
Co Pembimbing : Mike Prastuti, S.Si, M.Si

ABSTRAK

Ekspor non migas sektor perindustrian merupakan komoditi ekspor andalan dan memberikan kontribusi besar terhadap total ekspor secara keseluruhan dan pendapat dalam hal ekspor bagi Provinsi Jawa Timur. Pergerakan nilai ekspor non migas sektor perindustrian dari waktu ke waktu mengalami kondisi yang fluktuatif. Tercatat delapan tahun terakhir mulai tahun 2009 sampai tahun 2016 neraca perdagangan Jawa Timur dalam hal ekspor mengalami defisit yang disebabkan oleh penurunan komoditi utama. Selama ini Pemerintah Provinsi Jawa Timur melakukan peramalan ekspor non migas sektor perindustrian setiap bulannya dengan menggunakan metode yang sederhana yang banyak memiliki kelemahan tanpa memperhatikan kondisi data yang sesuai. Melihat keadaan tersebut peramalan menggunakan metode yang sesuai seperti ARIMA Box-Jenkin penting dilakukan untuk mengetahui pergerakan nilai ekspor non migas sektor perindustrian untuk periode satu tahun kedepan. Model peramalan yang dihasilkan dapat digunakan sebagai perencanaan ekspor sektor perindustrian dan sebagai langkah pengambilan kebijakan terkait ekspor pada periode yang akan datang. Model terbaik ekspor non migas sektor perindustrian yaitu ARIMA ([1,2,3,9],1,0). Nilai ekspor tertinggi terdapat pada bulan April 2017 sebesar \$1414,61 Juta. Ekspor sektor perindustrian mengalami penurunan dari pada tahun sebelumnya yaitu sebesar 1,957%.

Kata kunci : ARIMA, Ekspor non migas, Sektor Perindustrian.

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)

TIME SERIES FORECASTING EXPORT VALUE OF NON OIL INDUSTRIAL SECTOR IN EAST JAVA USING ARIMA BOX-JENKINS

Name : Mohammad Fariq
NRP : 1314 030 015
Departmen : Business Statistics
Supervisor : Dra. Sri Mumpuni Retnaningsih, MT
Co Supervisor : Mike Prastuti, S.Si, M.Si

ABSTRACT

Exports of non-oil industrial sector is the main export commodity and a major contribution to the total exports as a whole and think in terms of exports to the East Java Province. The movement of the value of non-oil exports of the industrial sector from time to time experienced a fluctuating condition. Recorded last eight years from 2009 to 2016, East Java's trade balance deficit in exports caused by a decrease in primary commodities. During this time the East Java Provincial Government to forecast non-oil exports of the industrial sector every month using a simple method that has many weaknesses regardless of the condition of the corresponding data. Seeing the state of forecasting using appropriate methods such as Box-ARIMA Jenkins important to know the movement of the value of non-oil exports of the industrial sector for a period of one year ahead. Forecasting models produced can be used as an export plan and the industrial sector as export-related policy-making steps in the coming period. The best model of non-oil exports of the industrial sector is the ARIMA ([1,2,3,9], 1.0). The highest export value contained in the month of April 2017 amounted to \$ 1414.61 million. Export of industrial sector decreased from the previous year amounting to 1.957%.

Keywords: ARIMA, Non-oil exports, Industrial Sector.

(This Page Intentionally Blanked)

KATA PENGANTAR

Puji syukur kehadiran Allah SWT yang telah memberikan rahmat, taufiq, dan hidayah-Nya yang tidak pernah berhenti sehingga penulis dapat menyelesaikan laporan Tugas Akhir yang berjudul **“PERAMALAN NILAI EKSPOR NON MIGAS SEKTOR PERINDUSTRIAN DI JAWA TIMUR DENGAN MENGGUNAKAN ARIMA BOX-JENKINS”**. Penulis menyadari bahwa dalam penyusunan Tugas Akhir ini tidak terlepas dari bantuan dan dukungan dari berbagai pihak. Oleh karena itu, pada kesempatan ini penulis mengucapkan terima kasih yang sebesar-besarnya kepada:

1. Ibu Dra. Sri Mumpuni Retnaningsih, MT selaku dosen pembimbing yang telah mengarahkan dan memberikan dukungan bagi penulis untuk dapat menyelesaikan Tugas Akhir ini.
2. Ibu Mike Prastuti, S.Si, M.Si selaku dosen Co-pembimbing yang telah mengarahkan dan memberikan dukungan bagi penulis untuk dapat menyelesaikan Tugas Akhir ini.
3. Dr. Wahyu Wibowo, S.Si, M.Si selaku Kepala Departemen Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS
4. Ibu Ir. Sri Pingit Wulandari, M.Si selaku Kepala Program Studi Diploma III Departemen Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS, dosen wali, dosen penguji sekaligus sebagai validator yang telah memberikan saran dan perbaikan pada Tugas Akhir ini.
5. Ibu Noviyanti Santoso, S.Si, M.Si selaku dosen penguji atas saran dan kritikan yang membangun dalam menyelesaikan Tugas Akhir ini.
6. Bapak Dr. Agus Suharsono selaku dosen wali yang telah memberikan nasehat, motivasi, serta bimbingan kepada penulis selama penulis menempuh pendidikan.

7. Seluruh dosen Jurusan Statistika ITS yang telah memberikan ilmu selama penulis menempuh pendidikan, beserta seluruh karyawan Jurusan Statistika ITS yang telah membantu kelancaran dan kemudahan dalam pelaksanaan kegiatan perkuliahan.
8. Ayah, Ibu, Kakak, dan semua keluarga di Lamongan, Gresik, Mojokerto dan Surabaya atas doa, kasih sayang, dukungan, semangat dan segalanya yang telah diberikan untuk penulis sehingga dilancarkan dalam menyelesaikan Tugas Akhir ini.
9. Seluruh fungsionaris HIMADATA-ITS 2015/2016 yang telah bekerja bersama-sama dan selalu memberikan dukungan kepada penulis.
10. TNK *Squad* atau keluarga yang baru saja dipertemukan tiga tahun terakhir yang selalu memberi dukungan, semangat dan hiburan saat bertukar cerita baik susah maupun duka selama kuliah.
11. Teman-teman PIONEER Angkatan 2014 yang telah bekerja sama dengan baik selama penulis menempuh pendidikan, serta memberikan pengalaman dan kenangan yang berharga bagi penulis.
12. Semua pihak yang telah memberikan dukungan yang tidak dapat disebutkan satu persatu oleh penulis.

Akhir kata penulis menyadari bahwa dalam penulisan Tugas Akhir ini masih jauh dari kesempurnaan sehingga kritik dan saran yang bersifat membangun sangat diperlukan demi perbaikan isi laporan ini kedepannya. Harapan penulis bahwa laporan Tugas Akhir ini dapat memberikan kebermanfaatan kepada berbagai pihak.

Surabaya, Juli 2017

Penulis

DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN.....	iii
ABSTRAK.....	v
ABSTRACT	vii
KATA PENGANTAR	ix
DAFTAR ISI.....	xi
DAFTAR TABEL.....	xiii
DAFTAR GAMBAR.....	xv
DAFTAR LAMPIRAN	xvii
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	4
1.3 Tujuan.....	4
1.4 Manfaat.....	4
1.5 Batasan Masalah	5
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	5
2.1 Analisis Time Series	7
2.1.1 Model ARIMA <i>Box-Jenkins</i>	7
2.1.2 Prosedur ARIMA <i>Box-Jenkins</i>	9
2.2 Ekspor.....	18
BAB III METODOLOGI PENELITIAN.....	21
3.1 Sumber Data dan Variabel Penelitian	21
3.2 Langkah Analisis	22
BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN	25
4.1 Karakteristik Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian di Jawa Timur	25
4.2 Peramalan Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian di Jawa Timur	27
4.2.1 Identifikasi Model ARIMA <i>Box Jenkins</i>	27
4.2.2 Estimasi Model Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian.....	30

4.2.3	Pengujian Model Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian.....	31
4.2.4	Pengujian Asumsi Residual	33
4.2.5	Pemilihan Model Terbaik.....	35
4.2.6	Peramalan Ekspor Non Migas Sektor	
	Perindustrian.....	37
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN.....		41
5.1	Kesimpulan	41
5.2	Saran	41
DAFTAR PUSTAKA		43
LAMPIRAN		45
BIODATA PENULIS		

DAFTAR TABEL

Tabel 2.1	Bentuk Plot ACF dan PACF Model ARIMA	9
Tabel 2.2	Tabel Transformasi <i>Box-Cox</i>	12
Tabel 3.1	Struktur Data Penelitian.....	21
Tabel 4.1	Hasil Pengujian Parameter.....	32
Tabel 4.2	Hasil Uji Residual White Noise	33
Tabel 4.3	Hasil Uji Residual Berdistribusi Normal	34
Tabel 4.4	Kriteria Pemilihan Model Terbaik.....	35
Tabel 4.5	Hasil Ramalan Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian.....	37
Tabel 4.6	Perbandingan Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian Periode 2016 dan 2017	39

Halaman Ini Sengaja Dikosongkan

DAFTAR GAMBAR

Gambar 3.1	Diagram Alir	23
Gambar 3.1	Diagram Alir (Lanjutan)	24
Gambar 4.1	Time Series Plot Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian Jawa Timur	25
Gambar 4.2	Jumlah Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian Jawa Timur	26
Gambar 4.3	<i>Boxplot</i> Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian di Jawa Timur Setiap Bulannya ...	27
Gambar 4.4	<i>Box-Cox</i> Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian	28
Gambar 4.5	Plot ACF Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian Sebelum <i>Differencing</i>	28
Gambar 4.6	Time Series Plot Setelah <i>Differencing</i>	29
Gambar 4.7	Plot ACF dan PACF Setelah <i>Differencing</i>	31
Gambar 4.8	<i>Time Series Plot</i> Data <i>In Sample</i> dengan Hasil Ramalan	36
Gambar 4.9	<i>Time Series Plot</i> Data <i>Out Sample</i> dengan Hasil Ramalan.....	37
Gambar 4.10	<i>Plot</i> Data Aktual dan ramalan Periode Januari 2009 sampai Desember 2017.....	38
Gambar 4.11	Perbandingan Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian Tahun 2016 dengan 2017	39

Halaman Ini Sengaja Dikosongkan

DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran A1. Data Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian.....	45
Lampiran A2. Data Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian (Lanjutan)	46
Lampiran A3. Surat Keterangan Pengambilan data.	47
Lampiran A4. Surat Pernyataan Kevalidan Data.....	48
Lampiran B1. <i>Output Minitab Autocorrelation Function</i> <i>Sebelum Differencing</i>	49
Lampiran B2. <i>Output Minitab Autocorrelation Function</i> <i>Sebelum Differencing (Lanjutan)</i>	50
Lampiran B3. <i>Output Minitab Autocorrelation Function</i> <i>Sesudah Differencing</i>	51
Lampiran B4. <i>Output Minitab Autocorrelation Function</i> <i>Sesudah Differencing (Lanjutan)</i>	52
Lampiran C1. <i>Output Minitab Partial Autocorrelation</i> <i>Function Sesudah Differencing</i>	53
Lampiran C3. <i>Output Minitab Partical Autocorrelation</i> <i>Function Sesudah Differencing (Lanjutan)</i>	54
Lampiran D1. <i>Syntax SAS Pengujian Dickey Fuller</i> <i>Sebelum Differencing</i>	55
Lampiran D2. <i>Syntax SAS Pengujian Dickey Fuller Setelah</i> <i>Differencing</i>	56
Lampiran E1. <i>Output SAS Pengujian Dickey Fuller</i> <i>Sebelum Differencing</i>	57
Lampiran E2. <i>OutputSAS Pengujian Dickey Fuller Setelah</i> <i>Differencing</i>	58
Lampiran F1. Perhitungan Manual rMSE Model ARIMA (2,1,0).....	59
Lampiran F2. Perhitungan Manual MAPE Model ARIMA (2,1,0).....	60
Lampiran F3. Perhitungan Manual rMSE Model ARIMA (0,1,1).....	61

Lampiran F4.	Perhitungan Manual MAPE Model ARIMA (0,1,1).....	62
Lampiran F5.	Perhitungan Manual rMSE Model ARIMA ([1,2,39],1,0)	63
Lampiran F6.	Perhitungan Manual MAPE Model ARIMA ([1,2,3,9],1,0)	64
Lampiran F7.	Perhitungan Manual rMSE Model ARIMA (3,1,0).....	65
Lampiran F8.	Perhitungan Manual MAPE Model ARIMA (3,1,0).....	66
Lampiran G1.	<i>Syntax</i> SAS Model ARIMA (0,1,1)	67
Lampiran G2.	<i>Syntax</i> SAS Model ARIMA (2,1,0)	68
Lampiran G3.	<i>Syntax</i> SAS Model ARIMA (3,1,0)	69
Lampiran G4.	<i>Syntax</i> SAS Model ARIMA ([1,2,3,9],1,0)	70
Lampiran G5.	<i>Syntax</i> SAS Model ARIMA (2,1,1)	71
Lampiran G6.	<i>Syntax</i> SAS Model ARIMA (3,1,1)	72
Lampiran G7.	<i>Syntax</i> SAS Model ARIMA ([1,2,3,9],1,1).....	73
Lampiran G8.	<i>Syntax</i> SAS Model ARIMA ([1,2,3,9,22],1,1)	74
Lampiran H1.	<i>Output</i> SAS Model ARIMA (0,1,1)	75
Lampiran H2.	<i>Output</i> SAS Model ARIMA (2,1,0)	76
Lampiran H3.	<i>Output</i> SAS Model ARIMA (3,1,0)	77
Lampiran H4.	<i>Output</i> SAS Model ARIMA ([1,2,3,9],1,0)	78
Lampiran H5.	<i>Output</i> SAS Model ARIMA ([1,2,3,9,22],1,0)	79
Lampiran H6.	<i>Output</i> SAS Model ARIMA (2,1,1)	80
Lampiran H7.	<i>Output</i> SAS Model ARIMA (3,1,1)	81
Lampiran H8.	<i>Output</i> SAS Model ARIMA ([1,2,3,9],1,1)	82
Lampiran H9.	<i>Output</i> SAS Model ARIMA ([1,2,3,9,22],1,1)	83

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Proses industrialisasi di Jawa Timur diprediksi akan semakin meningkat seiring meningkatnya peran strategis wilayah sebagai pendorong jasa dan industri nasional dalam kebijakan Master Plan Percepatan dan Perluasan Pembangunan Ekonomi Indonesia (MP3EI). Kegiatan industri sebagai indikator perekonomian telah dirasakan sejak zaman dahulu hingga sekarang tetap menjadi daerah yang terus dilirik investor untuk mendirikan pabrik, karena pemodal memang wajib berada di dalam kawasan industri sesuai dengan Peraturan Pemerintah No. 24 tahun 2009 tentang Kawasan Industri, oleh karena itu pengembangan kawasan industri akan terus diarahkan ke lokasi-lokasi alternatif yang belum memiliki kawasan industri akan tetapi memiliki gerakan industrialisasi yang tinggi. Apalagi, sektor industri merupakan salah satu sektor unggulan, selain sektor perdagangan dan pertanian yang memberikan kontribusi besar bagi perekonomian.

Ekspor merupakan kegiatan mengirim barang dan jasa yang dijual oleh suatu negara kepada negara lain, selain itu ekspor merupakan penjualan barang ke luar negeri dengan menggunakan sistem pembayaran, kualitas, kuantitas dan syarat penjualan lainnya yang telah disetujui oleh pihak eksportir dan importir (BPS Jawa Timur, 2016). Secara umum ekspor dibagi menjadi ekspor non migas dan ekspor migas. Ekspor migas merupakan komoditi ekspor yang berupa minyak bumi dan gas alam yang terbagi menjadi tiga komoditi utama yaitu minyak mentah, hasil minyak dan gas alam. Ekspor non migas merupakan komoditi ekspor yang berupa non migas yang terdiri dari tiga sektor yaitu sektor pertanian, sektor perindustrian dan sektor pertambangan. Sektor pertanian terbagi menjadi delapan komoditi yaitu udang, kopi, rempah-rempah, ikan, biji coklat, buah-buahan, teh dan lain-lain. Sedangkan sektor perindustrian terdiri dari sebelas komoditi

yaitu : minyak kelapa sawit, alas kaki, mebel dan bagiannya, kayu lapis, alat listrik, karet alam olahan, pakaian jadi, kain tenunan, makanan olahan, pupuk dan lain-lain. Sektor pertambangan terdiri dari empat komoditi utama yaitu batubara, bijih nikel, bauksit dan lain-lain (BPS Jawa Timur, 2016). Ekspor non migas memberikan kontribusi yang lebih besar terhadap total ekspor secara keseluruhan. Selama tahun 2011 sampai tahun 2016 ekspor non migas memberikan kontribusi terhadap pendapatan Provinsi Jawa Timur berturut-turut sebesar 91,40%; 95,90%; 96,73%; 95,83; 96,24 dan 94,66% dibandingkan dengan ekspor migas yang hanya berkontribusi sebesar 8,6%; 4,1%; 3,27%; 4,17%; 3,76% dan 3,34% dari total ekspor secara keseluruhan.

Pertumbuhan industri yang cepat dan sektor industri sebagai sektor unggulan, tentunya perekonomian Jawa Timur juga didorong oleh sektor perindustrian, hal tersebut dibuktikan bahwa pada tahun 2011 sampai dengan 2016 sektor perindustrian memberikan kontribusi berturut-turut sebesar 92,48%; 91,82%; 90,81%; 91,28%; 91,74% dan 91,86% dari total nilai ekspor non migas secara keseluruhan. Sektor pertanian memberikan kontribusi sebesar 7,84%; 8,89%; 8,58%; 8,17% dan 8,03%. Sedangkan sektor pertambangan hanya memberikan kontribusi sebesar 0,34%; 0,3%; 0,14%; 0,09% dan 0,11%.

Pergerakan nilai ekspor non migas sektor perindustrian dari waktu ke waktu mengalami kondisi yang fluktuatif setiap bulannya. Tercatat sejak dalam kurun waktu delapan tahun terakhir mulai tahun 2009 sampai dengan tahun 2016 neraca perdagangan Jawa Timur dalam hal ekspor mengalami defisit yang disebabkan oleh penurunan komoditi utama yaitu minyak kelapa sawit, alat listrik, pupuk dan pakaian jadi (BPS Jawa Timur, 2016). Selama ini BPS Provinsi Jawa Timur juga melakukan peramalan ekspor non migas setiap bulannya dengan menggunakan metode yang sederhana yang banyak memiliki kelemahan tanpa memperhatikan kondisi data yang sesuai. Melihat keadaan tersebut peramalan menggunakan metode yang sesuai sangat penting dilakukan untuk mengetahui pergerakan

nilai ekspor non migas sektor perindustrian untuk periode kedepan.

Analisis *time series* merupakan salah satu dari bagian metode kuantitatif dimana pendugaan masa depan dilakukan berdasarkan nilai masa lalu. Tujuan dari metode peramalan *time series* adalah menemukan pola dalam *series* data historis dan mengekstrapolasikan pola tersebut ke masa depan (Markidakis, Wheelwright, & McGEE, 1999). Terdapat beberapa metode peramalan diantaranya adalah metode *Naive*, *Exponential Smoothing* dan *ARIMA Box-jenkins*, namun pada penelitian ini metode peramalan yang digunakan yaitu *ARIMA Box-jenkins*, karena *ARIMA Box Jenkins* sangat baik ketepatannya untuk peramalan jangka pendek, Selain itu model *ARIMA* juga dapat menangkap adanya suatu pola data dari waktu ke waktu dan mengabaikan pengaruh variabel independen.

Penelitian sebelumnya oleh Latifah (2011) tentang peramalan data ekspor non migas sektor pertanian, perindustrian dan pertambangan Indonesia dengan menggunakan metode *ARIMA Box-Jenkins*, hasil penelitian menunjukkan bahwa model terbaik untuk ekspor non migas sektor pertanian adalah *ARIMA* (0,1,1), sedangkan model terbaik untuk ekspor non migas sektor perindustrian dan pertambangan adalah *ARIMA* (1,1,0). Penelitian lainnya dilakukan oleh Maryono (2005) tentang peramalan data ekspor non migas Jawa Tengah dengan pendekatan metode *ARIMA Box-Jenkins* menyatakan bahwa model terbaik *ARIMA* yang sesuai untuk data ekspor non migas adalah *ARIMA* (0,1,1). Selanjutnya penelitian tentang ekspor juga dilakukan oleh Cyntia (2015) tentang perbandingan *ARIMA* dan *Bootstrap* pada peramalan nilai ekspor Indonesia, hasil penelitian menunjukkan model terbaik *ARIMA* yang sesuai untuk data ekspor Indonesia adalah *ARIMA* (1,1,2).

Pada penelitian ini model peramalan yang dihasilkan dapat digunakan sebagai perencanaan ekspor, karena model tersebut dapat memprediksi nilai ekspor non migas pada sektor perindustrian untuk periode satu tahun mendatang. Nilai ramalan

yang dihasilkan dapat dijadikan suatu indikator atau bahan pertimbangan bagi Pemerintah Provinsi Jawa Timur sebagai langkah pengambilan kebijakan terkait ekspor pada periode yang akan datang, seperti mengembangkan industri manufaktur yang mampu menyerap banyak tenaga kerja untuk memenuhi kebutuhan dasar dalam negeri dan kebutuhan ekspor, peningkatan kompetensi dan ketrampilan untuk meningkatkan produktivitas dalam menghasilkan produk yang berdaya saing tinggi (Disperindag Jawa Timur, 2011). Selain itu dari hasil ramalan juga dapat digunakan sebagai acuan pendapatan dari hal ekspor non migas.

1.2 Rumusan Masalah

Ekspor non migas pada sektor perindustrian memiliki peran yang sangat penting dalam meningkatkan pendapatan Provinsi Jawa Timur dalam hal ekspor dan merupakan sektor andalan yang memberikan kontribusi sebesar 91,86% terhadap total ekspor non migas secara keseluruhan. Pergerakan nilai ekspor non migas sektor perindustrian dari waktu ke waktu mengalami kondisi yang fluktuatif setiap bulannya, tercatat sejak dalam kurun waktu delapan tahun terakhir ekspor sektor perindustrian mengalami defisit yang disebabkan oleh penurunan komoditi utama yaitu minyak kelapa sawit, alat listrik, pupuk dan pakaian jadi, sehingga pada penelitian ini dilakukan peramalan ekspor non migas sektor perindustrian dalam periode satu tahun kedepan dengan menggunakan *ARIMA Box-Jenkins*.

1.3 Tujuan

Berdasarkan latar belakang dan rumusan masalah yang telah dijelaskan sebelumnya, tujuan yang ingin dicapai pada penelitian ini yaitu memperoleh model peramalan terbaik untuk ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur.

1.4 Manfaat

Model peramalan yang didapatkan mampu memprediksi nilai ekspor non migas sektor perindustrian, sehingga dapat dijadikan sebagai bahan pertimbangan dan acuan kebijakan untuk

memaksimalkan ekspor non migas sektor perindustrian periode satu tahun mendatang, selain itu dari hasil ramalan juga dapat digunakan sebagai acuan pendapatan dari hal ekspor non migas.

1.5 Batasan Masalah

Penelitian ini menggunakan data ekspor non migas sektor perindustrian mulai periode Januari tahun 2009 sampai dengan Desember 2016.

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Analisis Time Series

Analisis *time series* merupakan salah satu dari bagian metode kuantitatif dimana pendugaan masa depan dilakukan berdasarkan nilai masa lalu. Tujuan dari metode peramalan *time series* adalah menemukan pola dalam *series* data historis dan mengekstrapolasikan pola tersebut ke masa depan (Markidakis, Wheelwright, & McGEE, 1999).

2.1.1 Model ARIMA Box-Jenkins

Model ARIMA adalah model peramalan yang termasuk dalam kelompok linier. Model ARIMA dapat digunakan pada data yang memiliki pola non musiman ataupun musiman. Terdapat beberapa model dalam ARIMA yaitu model *autoregressive* (AR), model *moving average* (MA), model *autoregressive moving average* (ARMA) dan model *autoregressive integrated moving average* (ARIMA) yang dapat diuraikan sebagai berikut :

1. Model Autoregressive (AR)

Model *autoregressive* (AR) merupakan model yang menggambarkan situasi dimana pengamatan pada waktu ke- t berhubungan linear dengan pengamatan pada waktu sebelumnya $t-1, t-2, \dots, t-p$ Bentuk fungsi persamaan untuk model pada *autoregressive* (AR) pada orde p adalah sebagai berikut

$$\dot{Z}_t = \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + a_t \quad (2.1)$$

atau juga dapat disederhanakan menjadi persamaan berikut.

$$\phi_p(B) \dot{Z}_t = a_t \quad (2.2)$$

dimana :

$$\dot{Z}_t = Z_t - \mu$$

$$\phi_p = \text{parameter } autoregressive \text{ ke-} p$$

$$a_t = \text{nilai kesalahan pada waktu ke-} t$$

$$\mu = \text{suatu konstanta rata-rata}$$

2. Model *Moving Average* (MA)

Model *moving average* atau proses rata-rata bergerak dari orde ke- q yang persamaannya dapat ditulis pada persamaan 2.3

$$\dot{Z}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.3)$$

atau juga bisa disederhanakan kedalam persamaan 2.4

$$\dot{Z}_t = \theta_q(B) a_t \quad (2.4)$$

dimana :

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$$

$$\dot{Z}_t = Z_t - \mu$$

$$\theta_q = \text{parameter moving average ke-}q$$

$$a_t = \text{nilai kesalahan pada waktu ke-}t$$

3. Model *Autoregressive Moving Average* (ARMA)

Model *autoregressive moving average* (ARMA) merupakan model campuran atau gabungan antara model AR (p) dan MA (q). Bentuk fungsi persamaan untuk model *autoregressive moving average* (ARMA) adalah sebagai berikut.

$$\phi_p(B) \dot{Z}_t = \theta_q(B) a_t \quad (2.5)$$

dimana :

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p \quad (2.6)$$

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q \quad (2.7)$$

4. Model *Autoregressive Intergrated Moving Average* (ARIMA)

Model ARIMA adalah model peramalan yang termasuk dalam kelompok linier. Model ARIMA dapat digunakan pada data yang memiliki pola non musiman ataupun musiman. Model data yang memiliki pola non musiman dengan *differencing* orde d yang dapat dinotasikan sebagai ARIMA (p, d, q). Secara matematis model ARIMA (p, d, q) dapat ditulis sebagai berikut (Wei, 2006).

$$\phi_p(B)^p (1-B)^d \dot{Z}_t = \theta_0 + \theta_q(B)^q a_t \quad (2.8)$$

Model ARIMA musiman merupakan model yang membentuk pola musiman dan bentuk modelnya sesuai dengan persamaan berikut ini.

$$\Phi_p(B^s)(1-B^s)^D \dot{Z}_t = \Theta_Q(B^S) a_t \quad (2.9)$$

Model ARIMA musiman multiplikatif dinotasikan dengan ARIMA $(p,d,q) (P,D,Q)^S$ yang mempunyai faktor non musiman dan musiman pengamatan waktu ke- t . Bentuk fungsi persamaan model ARIMA multiplikatif adalah sebagai berikut.

$$\Phi_p(B^S)\phi_p(1-B)^d(1-B^S)\dot{Z}_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_t \quad (2.10)$$

dimana :

$$\dot{Z}_t = Z_t - \mu$$

B = operator *back shift*

Φ_p = orde P pada koefesien komponen AR musiman

Θ_Q = orde Q pada koefesien komponen MA musiman

2.1.2 Prosedur ARIMA Box-Jenkins

Prosedur dalam metode ARIMA terdiri dari identifikasi model, estimasi dan pengujian parameter, *diagnostic checking*, pemilihan model terbaik dan melakukan peramalan.

1. Identifikasi Model

Identifikasi model dilakukan untuk mengetahui model sementara yang didapatkan dari hasil estimasi. Hal yang harus diperhatikan dalam ARIMA *Box-Jenkins* yaitu kestasioneran data, fungsi autokorelasi (ACF), fungsi autokorelasi parsial (PACF) dan model ARIMA. Secara teoritis, identifikasi model ARIMA dapat dilakukan dengan melihat plot ACF dan PACF. Tabel 2.1 merupakan bentuk ACF dan PACF yang dapat digunakan untuk mengidentifikasi model ARIMA (Wei, 2006).

Tabel 2.1 Bentuk plot ACF dan PACF model ARIMA

Model	ACF	PACF
AR (p)	Turun cepat secara eksponensial	Terpotong setelah lag p
MA (q)	Terpotong setelah lag q	Turun cepat secara eksponensial
ARMA (p,q)	Turun cepat setelah lag $(q-p)$	Turun cepat setelah lag $(p-q)$

Untuk menentukan orde ARIMA, maka terlebih dahulu melihat plot ACF dan PACF, misalkan untuk melihat model AR (1), maka plot ACF turun secara eksponensial dan plot PACF

terpotong setelah lag ke- p . Pada model MA (1), plot ACF terpotong setelah lag ke- q , dimana p dan q adalah orde dari model AR dan MA.

a. Stasioneritas

Asumsi dasar yang harus dipenuhi dalam pemodelan ARIMA *Box-jenkins* yaitu stasioneritas. Suatu data dikatakan stasioner apabila data stasioner dalam *mean* dan varians. Kestasioneran data dalam *mean* dapat dilihat dengan plot ACF, selain itu salah satu pengujian yang dipakai untuk mengetahui stasioneritas data dalam *mean* yaitu menggunakan pengujian *Augmented Dickey Fuller* (ADF) dengan hipotesis dan statistik uji sebagai berikut (Wei, 2006).

Hipotesis :

$H_0 : \delta = 0$ (Data tidak stasioner dalam mean)

$H_1 : \delta \neq 0$ (Data stasioner dalam mean)

Statistik uji :

$$t = \frac{\hat{\delta}}{Se(\hat{\delta})} \quad (2.11)$$

dimana :

$$Standard\ error\ (Se) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n-1}}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^n (Z_t - \delta Z_{t-1})^2$$

H_0 di tolak jika $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2; n-1}$, dimana n adalah banyaknya observasi. Suatu data yang tidak stasioner dalam *mean* dapat diatasi dengan melakukan *differencing* (Markidakis, Wheelwright, & McGEE, 1999). Proses *differencing* dapat dilakukan dengan menggunakan persamaan berikut.

$$Y_t = Z_t - Z_{t-1}$$

dengan Y_t merupakan nilai setelah dilakukan *differencing*, sedangkan untuk mengatasi data yang tidak stasioner dalam *variens* dapat dilakukan dengan transformasi. Transformasi yang

umum digunakan adalah transformasi *Box-Cox* dalam persamaan berikut ini (Wei, 2006).

$$T(Z_i) = \frac{Z_i^\lambda - 1}{\lambda} \quad (2.12)$$

dengan λ adalah parameter transformasi. Nilai pendugaan parameter λ dapat dicari dengan menggunakan metode kemungkinan *Maksimum Likelihood Estimation*. Untuk memperoleh estimasi maksimum *likelihood*, maka harus terbentuk suatu persamaan *newton-raphson likelihood* sebagai berikut $\ln(L(\lambda | Z_i))$. Berikut merupakan fungsi *newton-raphson likelihood*

$$\ln(L(\lambda | x)) = \ln \left(\lambda^n e^{-\sum_{i=1}^n x_i \lambda} \right)$$

dengan menggunakan *newton-raphson* ($L(\lambda | x)$) maka estimator *Likelihood* langsung dapat diperoleh dari :

$$\frac{dl(\lambda | x)}{d\lambda} = 0$$

Karena

$$\begin{aligned} \ln(L(\lambda | x)) &= \ln \left(\lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i} \right) \\ l(\lambda | x) &= \ln \left(\lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i} \right) \\ &= \ln \lambda^n + \ln e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i} \\ &= n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n x_i \end{aligned}$$

Untuk $\frac{dl(\lambda | x)}{d\lambda} = 0$ adalah

$$\begin{aligned} \frac{dl(\lambda | x)}{d\lambda} &= \frac{d}{d\lambda} \left[n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n x_i \right] \\ &= \frac{d}{d\lambda} n \ln \lambda - \frac{d}{d\lambda} \lambda \sum_{i=1}^n x_i \\ &= \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i \end{aligned}$$

kemudian $\frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i$ disama dengankan 0, sehingga :

$$\begin{aligned} \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i = 0 &\rightarrow \frac{n}{\lambda} = \sum_{i=1}^n x_i \\ \lambda &= \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_i} \end{aligned} \quad (2.13)$$

Selanjutnya terbentuk nilai λ

$$\lambda = \text{Eksponensial } n / \sum_{i=1}^n x_i$$

Nilai λ yang dipilih adalah nilai λ yang meminimumkan jumlah kuadrat residual sehingga memiliki varians yang minimum (Wei, 2006). Berikut merupakan nilai estimasi dari λ .

Tabel 2.2 Tabel Transformasi *Box-Cox*

Nilai Estimasi	Transformasi
-1,0	$1/Z_t$
-0,5	$1/\sqrt{Z_t}$
0,0	$\ln Z_t$
0,5	$\sqrt{Z_t}$
1	Z_t

b. *Autocorrelation Function (ACF)*

Dalam suatu analisis time series, γ_k merupakan fungsi autokovarians dan ρ_k merupakan fungsi autokorelasi yang menyatakan kovarians dan korelasi antara Z_t dan Z_{t+k} dari proses yang sama, hanya terpisah oleh selang waktu (Wei, 2006), karena pada dasarnya tidak mungkin suatu fungsi autokorelasi dapat dihitung dari suatu populasi, sehingga fungsi autokorelasi dapat dihitung dari data sampel dengan persamaan sebagai berikut

$$\hat{\rho}_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})^2} \quad (2.14)$$

untuk $k = 0, 1, 2, \dots, n$ dimana $\bar{Z} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Z_t$

c. Partial Autocorrelation Function (PACF)

Autokorelasi Parsial digunakan untuk mengukur tingkat keeratan hubungan antara pasangan data Z_t dengan Z_{t+k} setelah pengaruh variabel $Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+k-1}$ dihilangkan (Wei, 2006).

Perhitungan nilai PACF sampel lag ke- k dimulai dari menghitung $\phi_{11} = \hat{\rho}_1$, sedangkan fungsi autokorelasi parsial untuk sampel sebagai berikut.

$$\hat{\phi}_{k+1,k+1} = \frac{\hat{\rho}_{k+1} - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{k,j} \hat{\rho}_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{k,j} \hat{\rho}_j} \quad (2.15)$$

$$\text{dan } \hat{\phi}_{k+1,j} = \hat{\phi}_{k,j} - \hat{\phi}_{k+1,k+1} \hat{\phi}_{k,k+1-j} \quad j = 1, 2, \dots, K$$

2. Estimasi Parameter

Setelah diperoleh model dugaan awal ARIMA (p,d,q), langkah selanjutnya yaitu dilakukan estimasi parameter. Estimasi parameter pada model ARIMA yang paling umum digunakan adalah metode *Conditional Least Square* (CLS).

Metode *Conditional Least Square* (CLS) dilakukan dengan cara mencari nilai parameter yang meminimumkan jumlah kuadrat *error* atau SSE (Cryer & Chan, 2008). Misalkan untuk AR(1), maka model regresi dengan variabel prediktor Z_{t-1} dan variabel respon Z_t yang dinyatakan sebagai berikut (Cryer & Chan, 2008).

$$Z_t - \mu = \phi(Z_{t-1} - \mu) + a_t \quad (2.16)$$

Kemudian meregresikan variabel prediktor Z_{t-1} dengan variabel respon Z_t yang dinyatakan sebagai berikut

$$(Z_t - \mu) - \phi(Z_{t-1} - \mu) \quad (2.17)$$

karena observasi dimulai dari $Z_1, Z_2, Z_3, \dots, Z_n$, maka regresi hanya

dapat dimulai pada saat $t = 2$ sampai $t = n$, sehingga didapatkan fungsi *conditional sum of square* sebagai berikut

$$S_c(\phi, \mu) = \sum_{t=2}^n [(Z_t - \mu) - \phi(Z_{t-1} - \mu)]^2 \quad (2.18)$$

Penaksiran parameter metode *least square*, taksiran μ dan ϕ dilakukan dengan meminimumkan $S_c(\phi, \mu)$ oleh karena itu, perlu dilakukan perurunan terhadap ϕ dan μ kemudian disamakan dengan nol. Selanjutnya operasi turunan terhadap μ dengan membuat $\partial S_c / \partial \mu = 0$ sehingga didapatkan persamaan

$$\frac{\partial S_c}{\partial \mu} = \sum_{t=2}^n 2[(Z_t - \bar{Z}) - \phi(Z_{t-1} - \bar{Z})](-1 + \phi) = 0 \quad (2.19)$$

Kemudian, untuk memperoleh nilai μ untuk model AR (1) adalah sebagai berikut

$$\mu = \frac{1}{(n-1)(1-\phi)} = \left[\sum_{t=2}^n Z_t - \phi \sum_{t=2}^n Z_{t-1} \right] \quad (2.20)$$

Sedangkan untuk n yang sangat besar, maka persamaan menjadi berikut

$$\hat{\mu} = \frac{1}{1-\phi} (\bar{Z} - \phi \bar{Z}) = \bar{Z} \quad (2.21)$$

Kemudian untuk parameter ϕ dengan cara yang sama didapatkan operasi turunan sebagai berikut.

$$\frac{\partial S_c(\phi, \bar{Z})}{\partial \phi} = \sum_{t=2}^n 2[(Z_t - \bar{Z}) - \phi(Z_{t-1} - \bar{Z})](Z_{t-1} - \bar{Z}) = 0 \quad (2.22)$$

Sehingga taksiran parameter ϕ untuk model AR(1) adalah sebagai berikut.

$$\hat{\phi} = \frac{\sum_{t=2}^n (Z_t - \bar{Z})(Z_{t-1} - \bar{Z})}{\sum_{t=2}^n (Z_{t-1} - \bar{Z})^2} \quad (2.23)$$

Setelah diperoleh estimasi parameter model, kemudian dilakukan pengujian signifikansi parameter.

3. Uji Signifikansi Parameter

Pengujian signifikansi parameter model ARIMA dilakukan untuk mengetahui parameter model signifikan atau tidak. Selain itu pengujian ini juga digunakan untuk menguji apakah suatu parameter model ARIMA layak masuk ke dalam suatu model. Hipotesis yang digunakan seperti yang dituliskan berikut ini.

Hipotesis :

$H_0: \phi = 0$ atau $\theta = 0$ (parameter AR atau MA tidak signifikan)

$H_1: \phi \neq 0$ atau $\theta \neq 0$ (parameter AR atau MA signifikan)

Taraf signifikan : $\alpha = 0,05$

Statistik uji:

$$t_{hitung} = \frac{\phi}{Se(\phi)} \quad (2.24)$$

$$t_{hitung} = \frac{\theta}{Se(\theta)} \quad (2.25)$$

dimana :

$$Standard\ error\ (Se) = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n-1}}$$

$$\sigma^2 = \sum_{t=1}^n (Z_t - \hat{\phi}Z_{t-1})^2$$

n : banyaknya observasi

Z_t : nilai aktual pada waktu ke- t

\hat{Z}_t : nilai ramalan pada waktu ke- t

H_0 di tolak jika $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2; n-m}$, dimana n adalah banyaknya observasi dan m adalah jumlah parameter yang ditaksir.

4. Pemeriksaan Diagnostik

Dua asumsi dasar yang harus dipenuhi dalam pengujian kesesuaian model yaitu residual model *White Noise* dan berdistribusi normal.

a. Pengujian *White Noise*

Pengujian *white noise* dilakukan untuk mengetahui apakah varians residual bernilai konstan atau tidak. Pengujian untuk melihat residual telah *white noise* dengan menggunakan hipotesis dan statistik uji *Ljung-Box* sebagai berikut.

Hipotesis:

$$H_0 : \rho_{a_{t1}} = \rho_{a_{t2}} = \rho_{a_{t3}} = \dots = \rho_{a_{tK}} = 0 \quad (\text{residual white noise})$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \rho_{a_{tK}} \neq 0 \text{ untuk } k = 1, 2, \dots, K$$

Statistik Uji:

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K (n-k)^{-1} \hat{\rho}_{a_t}^2 \quad (2.26)$$

dimana :

$\hat{\rho}_{a_{tK}}$: taksiran autokorelasi residual lag ke-k pada persamaan 2.14

n : banyaknya residual

K : lag maksimum

H_0 di tolak jika $Q > \chi^2_{(K-p-q)}$, atau $P_{value} < \alpha$, dimana p dan q adalah orde dari model ARIMA (p,q) .

b. Pengujian Berdistribusi Normal

Asumsi yang harus dipenuhi adalah residual berdistribusi normal. Pengujian residual berdistribusi normal dilakukan dengan menggunakan uji *Kolmogorov Smirnov*. Berikut adalah perumusan hipotesis dengan menggunakan statistik uji *Kolmogorov Smirnov* (Daniel, 1989).

Hipotesis :

$$H_0 : F_n(a_t) = F_0(a_t) \quad (\text{Residual berdistribusi normal})$$

$$H_1 : F_n(a_t) \neq F_0(a_t) \quad (\text{Residual tidak berdistribusi normal})$$

Statistik uji :

$$D = \text{Sup}_{a_t} |F_n(a_t) - F_0(a_t)| \quad (2.27)$$

dimana :

$F_n(a_t)$: nilai peluang kumulatif distribusi yang belum diketahui

$F_0(a_t)$: nilai peluang kumulatif dari distribusi normal

$S(a_t)$: fungsi peluang kumulatif yang dihitung dari data sampel
 $Sup(a_t)$: nilai supremum atau nilai maksimum dari $|S(a_t) - F_0(a_t)|$
 H_0 di tolak, jika nilai D lebih besar dari $D_{1-\alpha, n}$, dimana n sebagai derajat bebasnya.

5. Pemilihan Model Terbaik

Model terbaik yaitu model yang memiliki parameter signifikan, residual bersifat *white noise* dan berdistribusi normal. Pemilihan model terbaik dilakukan melalui pendekatan *in sample* dan *out sample*, model terbaik dipilih berdasarkan kesalahan dalam peramalan (*forecast error*). Kriteria tersebut adalah sebagai berikut.

a. Kriteria *In Sample*

Pemilihan model terbaik dengan pendekatan *in sample* dapat menggunakan kriteria AIC (*Akaike's Information Criterion*) dan SBC (*Schwartz's Bayesian Criterion*). AIC adalah suatu kriteria pemilihan model terbaik dengan mempertimbangkan banyaknya parameter dalam model. Semakin kecil nilai AIC, maka model akan semakin baik. Model ini diperkenalkan oleh *Akaike* yang dapat dirumuskan sebagai berikut.

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2M \quad (2.28)$$

Sedangkan untuk kriteria Bayesian dalam pemilihan model terbaik juga dapat dilakukan SBC. Nilai SBC semakin kecil maka model yang didapatkan akan semakin baik. Kriteria SBC dapat dirumuskan dengan menggunakan persamaan

$$SBC(M) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + M \ln n \quad (2.29)$$

dimana :

- M : merupakan banyaknya parameter dalam model
- $\hat{\sigma}_a^2$: merupakan varians residual
- n : banyaknya observasi
- ln : natural log

b. Kriteria *Out Sample*

Pemilihan model terbaik melalui pendekatan *out sample* dengan menggunakan *RMSE* (*Root Mean Square Error*) dan *sMAPE* (*Symmetric Mean Absolute Percentage Error*). Model terbaik adalah model dengan nilai *RMSE* dan *sMAPE* terkecil. *RMSE* merupakan kriteria pemilihan model terbaik berdasarkan pada hasil sisa ramalan yang digunakan untuk segala satuan data. *RMSE* digunakan dengan tujuan supaya satuan pengukuran data tidak berubah, dapat dihitung dengan rumus sebagai berikut (Gooijer & Hyndman, 2006).

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Z_t - \hat{Z}_t)^2} \quad (2.30)$$

dimana :

n : banyaknya observasi

Z_t : nilai aktual pada waktu ke- t

\hat{Z}_t : nilai ramalan pada waktu ke- t

Sedangkan *Symmetric Mean Absolute Percentage Error* (*sMAPE*) digunakan untuk mengetahui rata-rata harga mutlak dari persentase kesalahan tiap model. *sMAPE* digunakan untuk data yang mempunyai nilai besar dan dapat menghindari permasalahan *error* yang besar ketika nilai aktualnya melebihi nilai ramalannya atau sebaliknya. Rumus *sMAPE* dapat dituliskan seperti berikut ini (Gooijer & Hyndman, 2006)

$$sMAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|Z_t - \hat{Z}_t|}{\frac{1}{2}(Z_t + \hat{Z}_t)} \times 100\% \quad (2.31)$$

2.2 Ekspor

Ekspor adalah proses transportasi barang atau komoditas dari suatu negara ke negara umumnya dalam proses perdagangan. Proses ekspor pada umumnya adalah tindakan untuk mengeluarkan barang atau komoditas dari dalam negeri untuk memasukannya ke negara lain. Ekspor barang secara besar

umumnya membutuhkan campur tangan dari bea cukai di negara pengirim maupun penerima (BPS Jawa Timur, 2016). Secara umum ekspor terdiri dari ekspor non migas dan migas. Ekspor non migas terbagi menjadi tiga sektor yaitu, sektor pertanian, sektor perindustrian dan sektor pertambangan. Ekspor non migas sektor perindustrian merupakan segala kegiatan yang berkaitan dengan ekonomi di bidang perubahan secara kimia atau fisik dari bahan, unsur atau komponen menjadi produk baru. Bahan baku industri pengolahan berasal dari produk pertanian, kehutanan, perikanan, pertambangan atau penggalian seperti produk dari kegiatan industri pengolahan lainnya. Perubahan, pembaharuan atau rekonstruksi yang pokok dari barang secara umum diperlakukan sebagai industri pengolahan. Unit industri pengolahan digambarkan sebagai pabrik, mesin atau peralatan yang khusus digerakkan dengan mesin dan tangan (BPS Jawa Timur, 2016).

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data dan Variabel Penelitian

Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data ekspor non migas sektor perindustrian periode Januari tahun 2009 sampai dengan Desember 2016 yang diperoleh secara resmi dan valid dari Badan Pusat Statistik Jawa Timur yang ditunjukkan dengan surat keterangan pada Lampiran A3 dan A4. Struktur data pada penelitian ini ditunjukkan pada Tabel 3.1

Tabel 3.1 Struktur Data Penelitian

Tahun	Bulan	Ekspor Sektor Perindustrian (Juta\$)
2009	Januari	Z_1
	Februari	Z_2
	Maret	Z_3

	Oktober	Z_{10}
	November	Z_{11}
	Desember	Z_{12}
2010	Januari	Z_{13}
	Februari	Z_{14}
	Maret	Z_{15}

	Oktober	Z_{22}
	November	Z_{23}
	Desember	Z_{24}
..
2016	Januari	Z_{85}
	Februari	Z_{86}
	Maret	Z_{87}

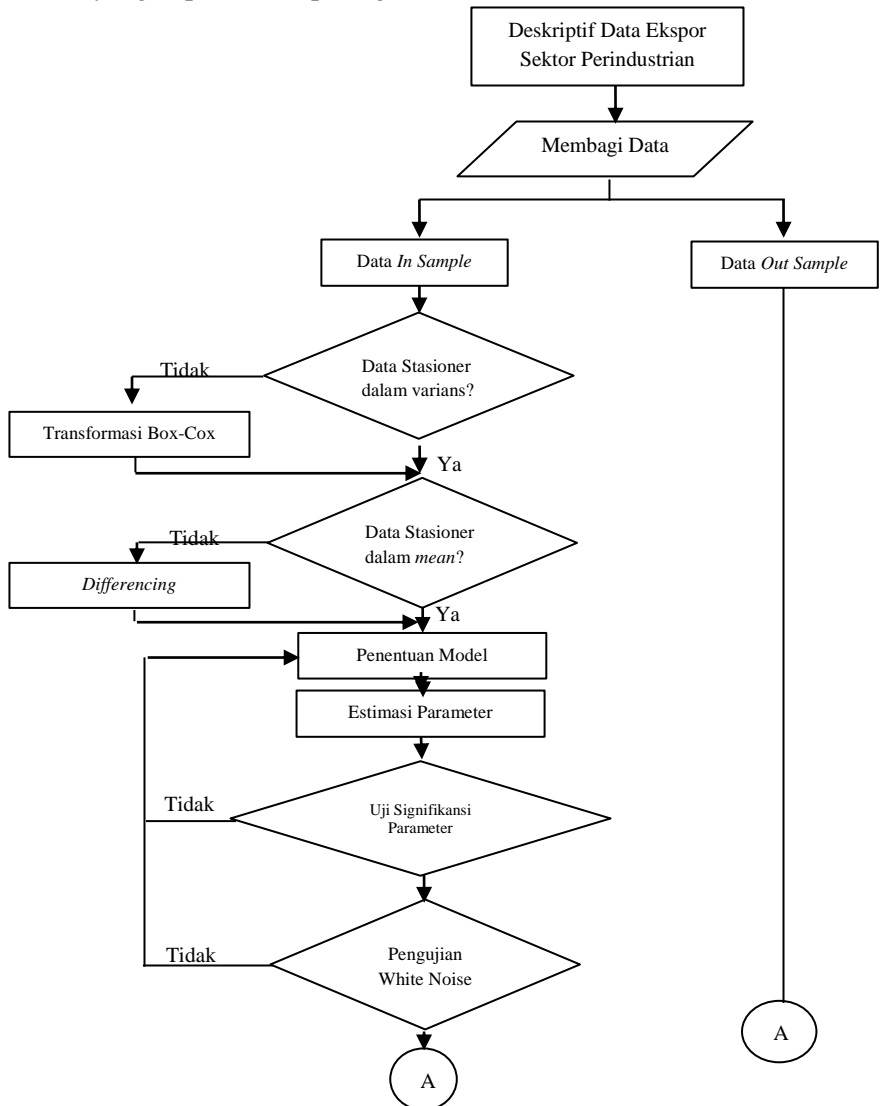
	Oktober	Z_{94}
	November	Z_{95}
	Desember	Z_{96}

3.2 Langkah Analisis dan Diagram Alir Analisis Data

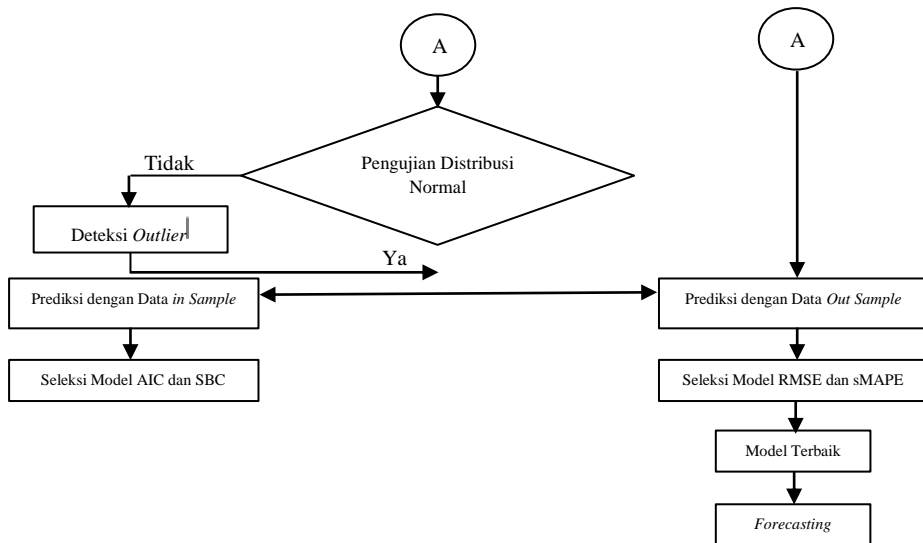
Langkah-langkah analisis data dari penelitian ini dengan menggunakan metode ARIMA *Box-jenkins* dapat dituliskan sebagai berikut :

1. Mendeksripsikan data ekspor non migas sektor perindustrian dari bulan Januari 2009 sampai dengan Januari 2016 dengan menggunakan beberapa ukuran statistika deskriptif yaitu *boxplot* dan *time series plot*.
2. Membuat *time series plot* dari data *in sample* untuk mengidentifikasi stasioneritas, jika data tidak stasioner terhadap varians maka dilakukan transformasi *Box-Cox*, akan tetapi jika data tidak stasioner dalam *mean* maka dilakukan *differencing*.
3. Membuat plot ACF dan PACF
4. Mengidentifikasi dan menduga orde model ARIMA berdasarkan plot ACF dan PACF
5. Melakukan estimasi parameter dan pengujian signifikansi parameter model, jika parameter tidak signifikan maka dilakukan estimasi parameter dari model dugaan lainnya.
6. Melakukan pemeriksaan *diagnostic checking* dengan uji residual *white noise* dan berdistribusi normal. Apabila suatu model yang telah ada tidak sesuai dan tidak memenuhi asumsi residual *white noise* dan berdistribusi normal, maka dilakukan deteksi *outlier* dengan cara melihat terletak pada pengamatan keberapa pengamatan yang *outlier*, kemudian dengan menambah variabel *dummy* yang nantinya dimasukkan kedalam model ARIMA yang didapat.
7. Apabila model yang didapatkan lebih dari satu, maka dilakukan seleksi model dengan hasil *out sample* digunakan kriteria RMSE dan sMAPE yang mempunyai nilai terkecil.
8. Setelah tahap-tahap diatas terpenuhi dan model peramalan dihasilkan dari model yang mempunyai kriteria pemilihan model yang paling baik, maka dapat dilakukan peramalan

ekspor non migas sektor perindustrian pada bulan Januari tahun 2017 sampai Desember 2017. Diagram alir menggambarkan alur perjalanan pembuatan laporan ini, yang dapat dilihat pada gambar 3.1 berikut.



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian



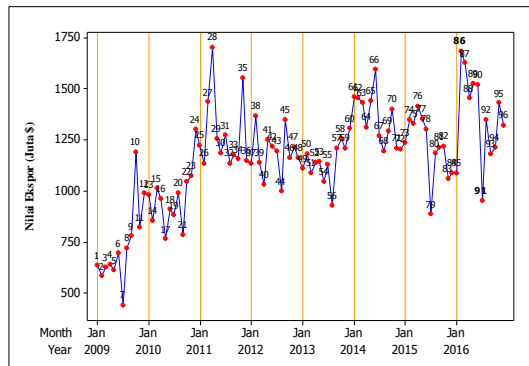
Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian (Lanjutan)

BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Pada bab ini akan dijelaskan analisis dan pembahasan tentang peramalan nilai ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur. Pada analisis ini dimulai dengan karakteristik data menggunakan statistika deskriptif, pemodelan ARIMA yang terdiri dari identifikasi model, pengujian model, pengujian asumsi residual peramalan.

4.1 Karakteristik Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian di Jawa Timur

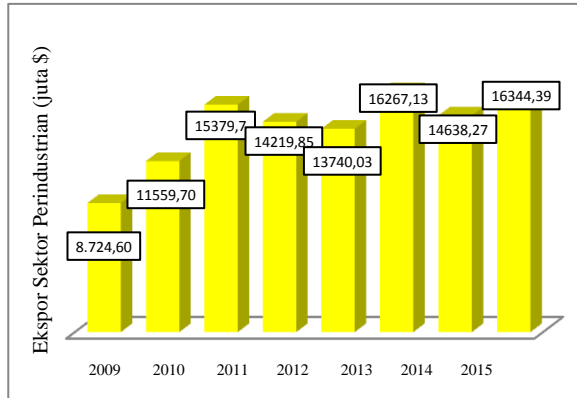
Karakteristik nilai ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur mulai bulan Januari 2009 sampai dengan Desember 2016 sesuai dengan Lampiran A1 dan A2 dapat di Gambarkan menggunakan *time series* plot pada Gambar 4.1



Gambar 4.1 Time Series Plot Nilai Ekspor Non Migas
Sektor Perindustrian

Gambar 4.1 menunjukkan bahwa nilai ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur mengalami fluktuasi setiap bulannya. Selain itu dapat diketahui pula bahwa terdapat nilai ekspor yang mengalami penurunan dan kenaikan secara ekstrim yaitu pada bulan **Februari** 2016 dan **Juli** 2016. Ekspor non migas sektor perindustrian pada bulan **Februari** 2016 mengalami kenaikan secara ekstrim disebabkan oleh tingginya permintaan dari negara Swiss, selain itu juga disebabkan oleh komoditi mesin atau peralatan listrik, perabot atau penerangan rumah tangga dan

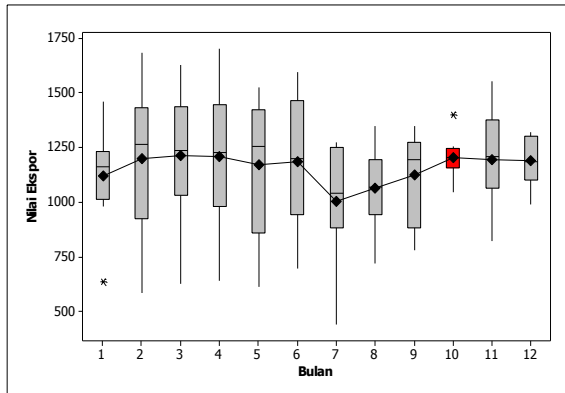
bahan kimia organik, sedangkan penurunan ekstrim terjadi pada bulan Juli 2016 disebabkan oleh penurunan komoditi mesin atau peralatan listik, alas kaki, berbagai produk kimia dan industri makanan. Karakteristik selanjutnya yaitu kenaikan dan penurunan ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur seperti yang terlihat pada Gambar 4.2



Gambar 4.2 Jumlah Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian

Gambar 4.2 menunjukkan total ekspor non migas sektor perindustrian setiap tahun mulai dari tahun 2009 sampai dengan tahun 2016. Berdasarkan grafik tersebut menunjukkan bahwa ekspor tertinggi terjadi pada tahun 2016 dengan total ekspor \$ 16344,36 juta. Ekspor sektor perindustrian cenderung mengalami kenaikan setiap tahunnya. Kenaikan ekspor non migas sektor perindustrian terjadi pada tahun 2010, 2011, 2014 dan 2016, akan tetapi kenaikan tertinggi ekspor non migas sektor perindustrian terjadi pada tahun 2011 yaitu sebesar 14,06%, sedangkan penurunan tertinggi terjadi pada tahun 2015 yaitu sebesar 16,29%.

Kenaikan tertinggi dan terendah setiap bulan yang terjadi selama delapan tahun terakhir terhadap nilai ekspor non migas sektor perindustrian dapat divisualisasikan melalui *Boxplot* yang dapat dilihat pada Gambar 4.3



Gambar 4.3 Boxplot Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian di Jawa Timur Setiap Bulannya

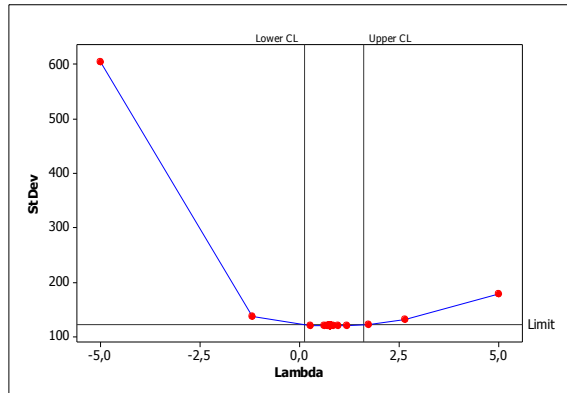
Gambar 4.3 menunjukkan bahwa nilai ekspor non migas sektor perindustrian tertinggi terjadi pada bulan Oktober dengan rata-rata mencapai \$ 1205,16 Juta. Sedangkan nilai ekspor non migas sektor perindustrian terendah terjadi pada bulan Juli dengan rata-rata sebesar \$ 1002,85 Juta. Nilai ekspor non migas sektor perindustrian tertinggi yang terjadi pada bulan Oktober mencapai \$ 1399,72 juta dan terendah pada bulan Juli mencapai \$ 634,60 Juta.

4.2 Peramalan Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian di Jawa Timur dengan menggunakan ARIMA Box-Jenkins

Sebelum melakukan pemodelan ARIMA, maka langkah pertama yaitu membagi data menjadi 2 bagian yaitu data *in sample* sebanyak 84 data dan data *out sample* sebanyak 12 data. Data *in sample* digunakan untuk memodelkan ekspor non migas sektor perindustrian, sedangkan data *out sample* digunakan untuk memilih model peramalan terbaik.

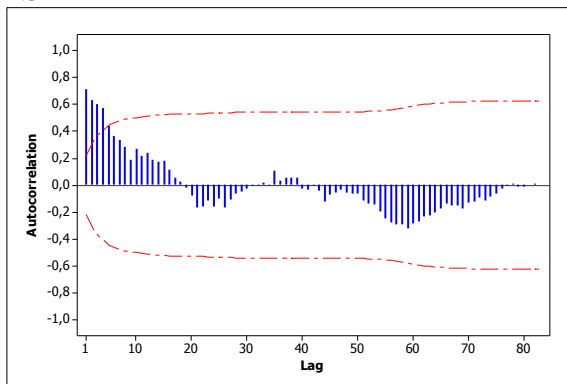
4.2.1 Identifikasi Model ARIMA Box-Jenkins

Identifikasi stasioneritas model ARIMA dilakukan untuk mengetahui apakah nilai ekspor non migas sektor perindustrian yang sesuai dengan Lampiran A1 dan A2 telah stasioner dalam *mean* dan *varians*. Stasioneritas dalam *varians* dapat dilihat dari nilai λ pada transformasi *Box-Cox* yang dapat dilihat pada Gambar 4.4



Gambar 4.4 Plot-Box Cox Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian

Gambar 4.3 menunjukkan bahwa nilai *rounded value* atau λ pada plot Box-Cox sesuai dengan Persamaan (2.13) didapatkan nilai λ sebesar 1, nilai batas atas sebesar 1,61 dan batas bawah sebesar 0,13 yang sudah melewati nilai 1, sehingga dapat dikatakan bahwa ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur sudah stasioner dalam varians. Langkah selanjutnya yaitu melihat kestasioneran data dalam *mean* yang dapat dilihat pada Gambar 4.5



Gambar 4.5 Plot ACF Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian

Gambar 4.5 menunjukkan bahwa nilai ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur masih belum stasioner dalam *mean*, hal tersebut dapat dilihat karena lag-lag pada plot *Autocorrelation Function* (ACF) memiliki pola turun secara lambat, dimana nilai ACF didapatkan dsesuai dengan Persamaan

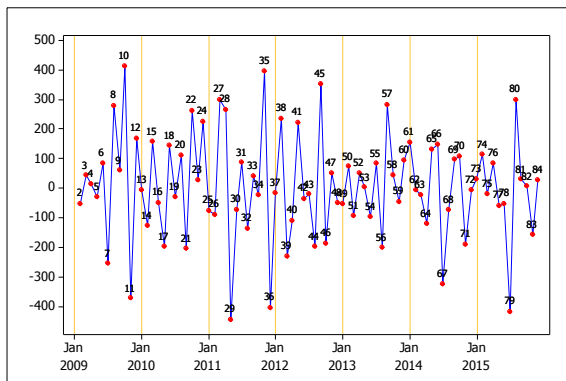
(2.14) dengan hasil yang dapat dilihat pada Lampiran B1 dan B2, untuk hasil yang lebih akurat dapat dilakukan pengujian stasioneritas terhadap *mean* yaitu menggunakan pengujian *Dickey Fuller* dengan hipotesis dan statistik uji sebagai berikut.

Hipotesis :

$H_0 : (\delta = 0)$ Data tidak stasioner dalam *mean*

$H_1 : (\delta \neq 0)$ Data stasioner dalam *mean*

Pada pengujian ini digunakan taraf signifikan sebesar $\alpha = 0,05$. dengan keputusan H_0 ditolak jika t_{hitung} lebih besar dari $t_{\alpha,df}$ dan P_{value} kurang dari $\alpha = 0,05$. Sesuai dengan Persamaan (2.11) data pada Lampiran A1 dan A2 dengan Pengujian *Dickey Fuller* menggunakan program *syntax* pada Lampiran D1, sehingga diperoleh *output* pada Lampiran E1 dengan nilai t sebesar -0,49 dan P_{value} sebesar 0,6262. P_{value} yang diperoleh lebih besar dibandingkan dengan taraf signifikan $\alpha = 0,05$, selain itu nilai $t_{0,05,1}$ yang diperoleh sebesar 12,7062 dimana nilai tersebut lebih besar dari nilai t_{hitung} , oleh karena itu diperoleh keputusan gagal menolak H_0 dan didapatkan kesimpulan bahwa data ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur tidak stasioner dalam *mean*. Hasil pengujian *Dickey Fuller* menunjukkan bahwa data tidak stasioner dalam *mean*, oleh karena itu dilakukan proses *differencing*. Hasil proses *differencing* dapat dilihat pada Gambar 4.6



Gambar 4.6 Time Series Plot Setelah Differencing

Gambar 4.6 menunjukkan bahwa nilai ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur sudah stasioner dalam *mean*, dikarenakan *time series* plotnya berfluktuasi secara konstan yaitu berada disekitar suatu nilai rata-rata, selain dilakukan pemeriksaan dengan menggunakan *time series* plot, untuk hasil yang lebih akurat, maka dilakukan pengujian *Dickey Fuller* kembali dengan hipotesis dan statistik uji sebagai berikut.

Hipotesis :

$H_0 : (\delta = 0)$ Data tidak stasioner dalam *mean*

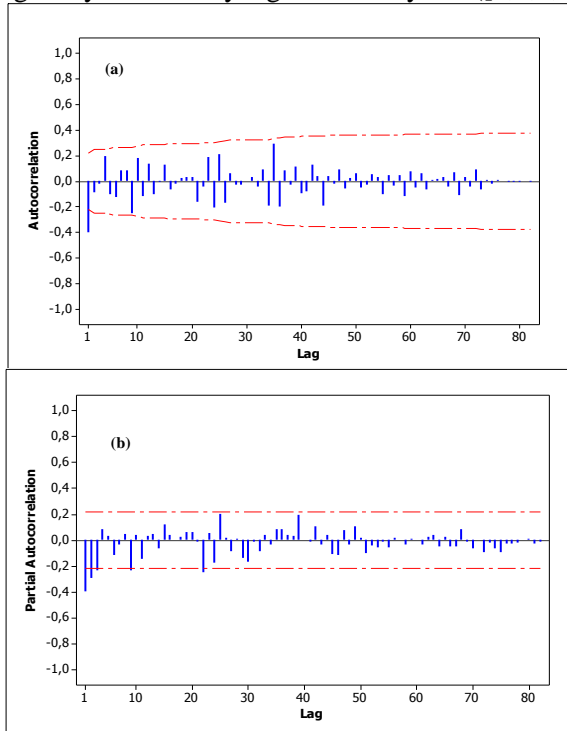
$H_1 : (\delta \neq 0)$ Data stasioner dalam *mean*

Pada pengujian ini digunakan taraf signifikan sebesar $\alpha = 0,05$. dengan keputusan H_0 ditolak jika t_{hitung} lebih besar dari $t_{\alpha,df}$ dan P_{value} kurang dari $\alpha = 0,05$. Sesuai dengan Persamaan (2.11) data pada Lampiran A1 dan A2 dengan Pengujian *Dickey Fuller* menggunakan program *syntax* pada Lampiran D2, sehingga diperoleh *output* pada Lampiran E2 dengan nilai t sebesar -13,71 dan P_{value} sebesar 0,0001. Nilai $t_{0,05,1}$ yang diperoleh sebesar 12,7062 dimana nilai tersebut lebih kecil dari nilai t_{hitung} , oleh karena itu diperoleh keputusan H_0 di tolak dan didapatkan kesimpulan bahwa data ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur sudah stasioner dalam *mean*.

4.2.2 Estimasi Model Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian

Setelah didapatkan bahwa nilai ekspor non migas sektor perindustrian telah stasioner dalam *mean* dan varians, langkah selanjutnya adalah menduga orde model ARIMA. Hal ini dapat dilakukan dengan melihat plot ACF dan PACF dari nilai ekspor non migas yang telah stasioner dalam *mean*. Hasil plot ACF dan PACF setelah proses *differencing* yang dapat dilihat pada Gambar 4.7 dengan hasil selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran B3, B4, C1 dan C2 yang menunjukkan bahwa pada plot ACF *cut off* setelah lag 1 karena mempunyai nilai autokorelasi yang besar dengan hasil selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran B3, sehingga model dugaan yang dapat diidentifikasi yaitu ARIMA (0,1,1). Sedangkan pada plot PACF *dies down* secara cepat pada lag awal yaitu lag 1, 2 dan 3 yang memiliki nilai autokorelasi parsial terbesar yang dapat dilihat pada Lampiran C3, sehingga

model dugaan yang dapat diidentifikasi yaitu ARIMA (2,1,0) ARIMA (3,1,0). Pada plot PACF juga *cut off* pada lag 1,2,3,9 dan 22, sehingga terdapat indikasi model ARIMA yang subset, maka model dugaannya ARIMA yang terbentuk yaitu ([1,2,3,9,22],1,0).



Gambar 4.7 (a) Plot ACF, (b) Plot PACF Ekspor non Migas Sektor Perindustrian yang Sudah Stasioner

4.2.3 Pengujian Model Ekspor non Migas Sektor Perindustrian

Setelah mendapatkan model dugaan ARIMA, maka langkah selanjutnya yaitu melakukan pengujian signifikansi parameter. Metode estimasi parameter yang digunakan yaitu *Conditional Least Square* (CLS). Pengujian parameter pada masing-masing model ARIMA dinyatakan dengan hipotesis sebagai berikut.

Hipotesis :

$H_0 : \phi = 0$ atau $\theta = 0$ (parameter AR atau MA tidak signifikan)

$H_1 : \phi \neq 0$ atau $\theta \neq 0$ (parameter AR atau MA signifikan)

dengan menggunakan taraf signifikan $\alpha = 0,05$, H_0 di tolak jika nilai $|t| > t_{\alpha/2; n-m}$ dan P_{value} kurang dari $\alpha = 0,05$. Sesuai dengan Persamaan (2.24) data pada Lampiran A1 dan A2 dengan menggunakan program *syntax* pada Lampiran G1-G8, sehingga diperoleh *output* pada Lampiran H1-H9. kemudian dilakukan pengujian parameter dengan hasil yang disajikan pada Tabel 4.1

Tabel 4.1 Hasil Pengujian Parameter

Model ARIMA	Parameter	Lag	Estimasi Parameter	T_{hitung}	P_{value}	Keputusan
(0,1,1)	θ_1	1	0,57712	6,38	0,0001	Signifikan
	ϕ_1	1	-0,57781	-5,30	0,0001	Signifikan
(3,1,0)	ϕ_2	2	-0,40721	-3,42	0,0010	Signifikan
	ϕ_3	3	-0,22730	-2,07	0,0413	Signifikan
([1,2,3,9],1,0)	ϕ_1	1	-0,54962	-5,13	0,0001	Signifikan
	ϕ_2	2	-0,38060	-3,26	0,0017	Signifikan
	ϕ_3	3	-0,24176	-2,25	0,0270	Signifikan
	ϕ_4	9	-0,22294	-2,50	0,0304	Signifikan
(2,1,0)	ϕ_1	1	-0,51225	-4,81	0,0001	Signifikan
	ϕ_2	2	-0,29028	-2,71	0,0081	Signifikan

Tabel 4.1 menunjukkan bahwa dari model dugaan ARIMA yang telah dilakukan pengujian, model yang memiliki parameter signifikan adalah model ARIMA yang terdapat pada Tabel diatas, karena nilai statistik uji t lebih besar dari $t_{0,05;82}(1,989)$ dan nilai P_{value} yang kurang dari taraf signifikan α (0,05). Sehingga dapat disimpulkan bahwa model ARIMA (0,1,1), ARIMA(3,1,0), ARIMA([1,2,3,9],1,0) dan ARIMA(2,1,0) signifikan. Setelah didapatkan parameter yang signifikan, maka langkah selanjutnya yaitu melakukan pengujian asumsi residual bersifat *white noise* dan berdistribusi normal.

4.2.4 Pengujian Asumsi Residual

Asumsi yang harus terpenuhi pada model ARIMA yaitu asumsi residual *white noise* dan berdistribusi normal. Pengujian untuk melihat residual telah *white noise* dapat dilakukan dengan menggunakan hipotesis dan statistik uji *Ljung-Box* sebagai berikut.

Hipotesis :

$H_0 : \rho_{a_1} = \rho_{a_2} = \rho_{a_3} = \dots = \rho_{a_k} = 0$ (residual *white noise*)

$H_1 : \text{minimal ada satu } \rho_{a_k} \neq 0 \text{ untuk } k = 1, 2, \dots, K$ (residual tidak *white noise*)

dengan menggunakan taraf signifikan $\alpha = 0,05$ dan H_0 ditolak, jika nilai χ^2 lebih besar dari $\chi^2_{(\alpha; k-p-q)}$ dan P_{value} kurang dari taraf signifikan. Sesuai dengan Persamaan (2.26) data pada Lampiran A1 dan A2 dengan menggunakan program *syntax* pada Lampiran G1-G8, sehingga diperoleh *output* pada Lampiran H1-H9. Hasil uji *Ljung-Box* pada masing-masing model yang telah signifikan dapat dilihat pada Tabel 4.2

Tabel 4.2 Hasil Uji Residual *White Noise*

Model ARIMA	Lag	χ^2	Df	χ^2_{Tabel}	P_{value}	Keputusan
(0,1,1)	6	5,87	5	11,071	0,3193	<i>White noise</i>
	12	12,13	11	19,675	0,3537	<i>White noise</i>
	18	15,17	17	27,587	0,5835	<i>White noise</i>
	24	23,92	23	35,172	0,4082	<i>White noise</i>
(3,1,0)	6	2,57	3	7,814	0,4629	<i>white noise</i>
	12	9,86	9	16,918	0,3618	<i>white noise</i>
	18	13,21	15	24,995	0,5863	<i>white noise</i>
	24	22,91	21	32,671	0,3488	<i>white noise</i>
([1,2,3,9],1,0)	6	1,79	2	5,991	0,4076	<i>White noise</i>
	12	4,09	8	15,507	0,8485	<i>White noise</i>
	18	5,87	14	23,685	0,9697	<i>White noise</i>
	24	15,78	20	31,410	0,7302	<i>White noise</i>
(2,1,0)	6	6,19	4	9,487	0,1855	<i>White noise</i>
	12	13,36	10	18,307	0,2045	<i>White noise</i>
	18	15,87	16	26,296	0,4618	<i>White noise</i>
	24	25,50	22	36,415	0,2736	<i>White noise</i>

Tabel 4.2 menunjukkan bahwa bahwa pada model ARIMA (0,1,1) ARIMA(3,1,0) ARIMA([1,2,3,9],1,0) dan ARIMA(2,1,0) telah memenuhi asumsi residual *white noise*, karena didapatkan nilai statistik uji χ^2 yang diperoleh lebih kecil dari $\chi^2_{(0,05;df)}$ dan nilai P_{value} kurang dari taraf signifikan $\alpha=0,05$, sehingga dapat ditarik kesimpulan bahwa pada model ARIMA (0,1,1), ARIMA(3,1,0), ARIMA([1,2,3,9],1,0) dan ARIMA(2,1,0) telah memenuhi asumsi *white noise*.

Asumsi selanjutnya yang harus dipenuhi adalah residual harus berdistribusi normal, hal ini dapat diketahui dengan menggunakan uji *kolmogorov smirnov*. Berikut adalah hipotesis yang digunakan dalam pengujian ini.

Hipotesis :

$H_0 : F_n(a_t) = F_0(a_t)$ (Residual berdistribusi normal)

$H_1 : F_n(a_t) \neq F_0(a_t)$ (Residual tidak berdistribusi normal)

Pada pengujian ini digunakan taraf signifikan sebesar $\alpha = 0,05$. dengan daerah keputusan H_0 ditolak jika $D \geq D_{n,(1-\alpha)}$ selain itu juga bisa dilihat dari nilai P_{value} kurang dari taraf signifikan $\alpha = 0,05$. Sesuai dengan Persamaan (2.27) data pada Lampiran A1 dan A2 dengan menggunakan program *syntax* pada Lampiran G1-G8, sehingga diperoleh *output* pada Lampiran H1-H9. Hasil pengujian asumsi residual berdistribusi normal dengan menggunakan uji *Kolomogorov Smirnov* dapat dilihat pada Tabel 4.3

Tabel 4.3 Hasil Uji Residual Berdistribusi Normal

Model ARIMA	D_{hitung}	D_{Tabel}	P_{value}	Keputusan
(0,1,1)	0,067534	0.150	0,1500	Berdistribusi Normal
(3,1,0)	0,077015	0.150	0,1500	Berdistribusi Normal
(2,1,0)	0,075145	0.150	0,1500	Berdistribusi Normal
([1,2,3,9],1,0)	0,06883	0.150	0,1500	Berdistribusi Normal

Tabel 4.3 menunjukkan bahwa model ARIMA(0,1,1) ARIMA(3,1,0), ARIMA(2,1,0) dan ARIMA([1,2,3,9]1,0) telah memenuhi asumsi residual berdistribusi normal, karena nilai D_{hitung} pada masing-masing model ARIMA kurang dari $D_{0,95;84}$ dan P_{value} yang diperoleh juga lebih besar dari taraf signifikan $\alpha = 0,05$.

4.2.5 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik dilakukan untuk mendapatkan model yang paling akurat diantara model-model lainnya. Pada penelitian ini pemilihan model terbaik menggunakan kriteria *in sample* dengan menggunakan AIC dan SBC, sedangkan kriteria *out sample* menggunakan RMSE dan sMAPE yang disajikan pada Tabel 4.4

Tabel 4.4 Kriteria Pemilihan Model Terbaik

Model	<i>In Sample</i>		<i>Out Sample</i>	
	AIC	SBC	RMSE	sMAPE
ARIMA (0,1,1)	1074,065	1076,483	323,077	21,432
ARIMA (2,1,1)	1077,582	1082,419	325,273	21,695
ARIMA (3,1,0)	1075,235	1082,492	325,519	21,742
ARIMA ([1,2,3,9],1,0)	1072,957	1081,957	315,529	20,432

Tabel 4.4 menunjukkan hasil perhitungan kriteria pemilihan model terbaik. Berdasarkan kriteria *in-sample* yaitu AIC dan SBC menunjukkan model terbaik adalah model ARIMA ([1,2,3,9],1,0) karena didapatkan nilai AIC paling kecil sesuai dengan Persamaan 2.28 dan SBC pada Persamaan 2.29 dengan hasil selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran H1-H9 menggunakan program *syntax* Lampiran G1-G8, sedangkan untuk nilai RMSE dan sMAPE terkecil yang mengacu pada Lampiran F1-F8 juga terdapat pada model ARIMA([1,2,3,9],1,0) sehingga dapat disimpulkan bahwa model terbaik yang didapatkan yaitu ARIMA ([1,2,3,9],1,0).

Berikut ini merupakan bentuk umum model terbaik dari ARIMA ([1,2,3,9],1,0) yaitu :

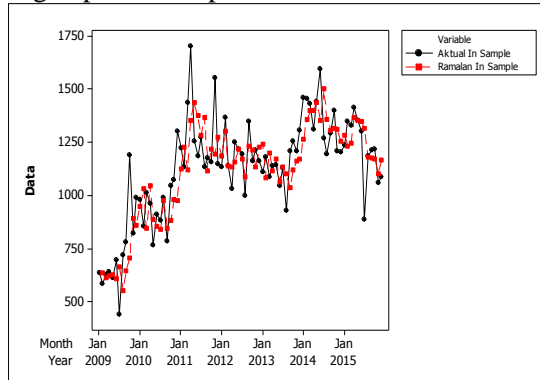
$$\begin{aligned}
 (1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3 - \phi_9 B^9)(1 - B)Z_t &= a_t \\
 (1 - B - \phi_1 B^1 + \phi_1 B^2 - \phi_2 B^2 + \phi_2 B^3 - \phi_3 B^3 + \phi_3 B^4 - \phi_9 B^9 + \phi_9 B^{10})Z_t &= a_t \\
 Z_t - BZ_t - \phi_1 B^1 Z_t + \phi_1 B^2 Z_t - \phi_2 B^2 Z_t + \phi_2 B^3 Z_t - \phi_3 B^3 Z_t + \phi_3 B^4 Z_t \\
 - \phi_9 B^9 Z_t + \phi_9 B^{10} Z_t &= a_t \\
 Z_t - Z_{t-1} - \phi_1 Z_{t-1} + \phi_1 Z_{t-2} - \phi_2 Z_{t-2} + \phi_2 Z_{t-3} - \phi_3 Z_{t-3} + \phi_3 Z_{t-4} - \phi_9 Z_{t-9} \\
 + \phi_9 Z_t &= a_t
 \end{aligned}$$

$$Z_t = Z_{t-1} + \phi_1 Z_{t-1} - \phi_1 Z_{t-2} + \phi_2 Z_{t-2} - \phi_2 Z_{t-3} + \phi_3 Z_{t-3} - \phi_3 Z_{t-4} + \phi_9 Z_{t-9}$$

$$Z_t = Z_{t-1} - 0,54962Z_{t-1} + 0,54962Z_{t-1} - 0,38060Z_{t-2} + 0,38060Z_{t-3}$$

$$- 0,24176Z_{t-3} + 0,24176Z_{t-4} - 0,22294Z_{t-9} + 0,22294Z_{t-10} + a_t$$

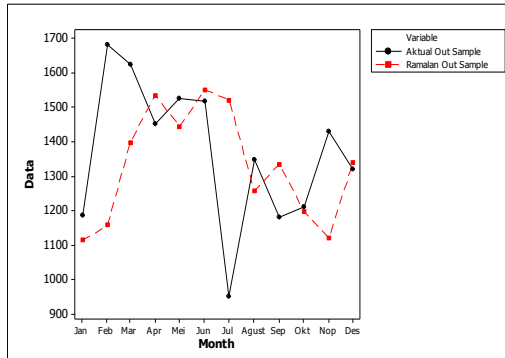
Berdasarkan model matematis yang telah diuraikan, diketahui bahwa peramalan ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur dipengaruhi oleh nilai ekspor non migas sektor industri pada 1 bulan, 2 bulan, 3 bulan, 4 bulan, 9 bulan dan 10 bulan sebelumnya. Setelah mengetahui model terbaik dari ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur, maka langkah selanjutnya adalah melihat *time series* plot perbandingan antara data aktual *in sample* pada Lampiran A1 dan A2 dengan hasil ramalan yang dapat dilihat pada Gambar 4.8



Gambar 4.8 Time Series Plot Data *in sample* dengan Hasil Ramalan

Gambar 4.8 menunjukkan bahwa pada model ARIMA ([1,2,3,9],1,0) mampu menghasilkan ramalan yang baik dan mampu menangkap pola trend data, hal tersebut dapat dilihat dari plot warna merah yang merupakan hasil ramalan mendekati plot warna hitam yang merupakan data aktual.

Time series plot selanjutnya yaitu data *out sampel* dengan hasil ramalan mengacu pada Lampiran A1, A2 dan F1-F8 yang dapat dilihat pada Gambar 4.9 menunjukkan bahwa plot data aktual dengan ramalan sedikit mempunyai perbedaan, model yang didapatkan yaitu ARIMA ([1,2,3,9],1,0) belum bisa menangkap pola data yang terlalu ekstrim pada data *out sample*.



Gambar 4.9 Time Series Plot Data Aktual Out Sample dengan Hasil Ramalan

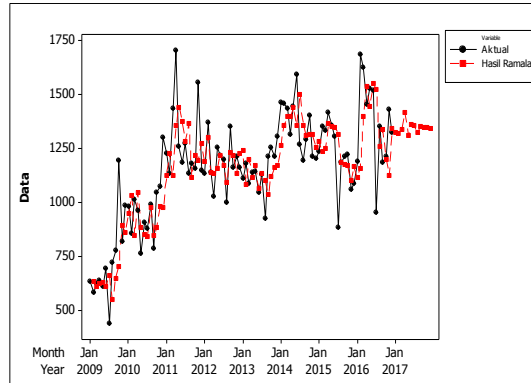
4.2.6 Peramalan Ekspor non Migas Sektor Perindustrian

Setelah didapatkan model terbaik ARIMA ([1,2,3,9],1,0), selanjutnya melakukan peramalan satu periode ke depan. Hasil peramalan ekspor non migas pada tahun 2017 yang dapat dilihat pada Tabel 4.5 yang menunjukkan bahwa nilai ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur tertinggi terjadi pada bulan April 2017 dan Juni 2017, sedangkan nilai ekspor yang terendah terjadi pada bulan Februari dan Mei 2017.

Tabel 4.5 Hasil Ramalan Ekspor non Migas Sektor Perindustrian

Bulan	Nilai Ramalan (juta \$)	Batas Bawah	Batas Atas
Januari	1324,97	991,83	1658,11
Februari	1318,04	947,37	1688,71
Maret	1337,31	942,21	1732,40
April	1414,61	988,19	1841,04
Mei	1309,77	846,37	1773,16
Juni	1359,64	867,31	1851,96
Juli	1354,32	835,55	1873,09
Agustus	1321,98	776,97	1866,99
September	1349,62	779,20	1920,03
Oktober	1346,76	764,52	1929,01
November	1344,49	738,52	1950,46
Desember	1339,79	712,29	1967,28

Setelah diketahui nilai ramalan satu periode kedepan, selanjutnya yaitu melihat *time series plot* pergerakan nilai ekspor non migas sektor perindustrian mulai periode Januari 2009 sampai dengan Desember 2017 yang dapat dilihat pada Gambar 4.10



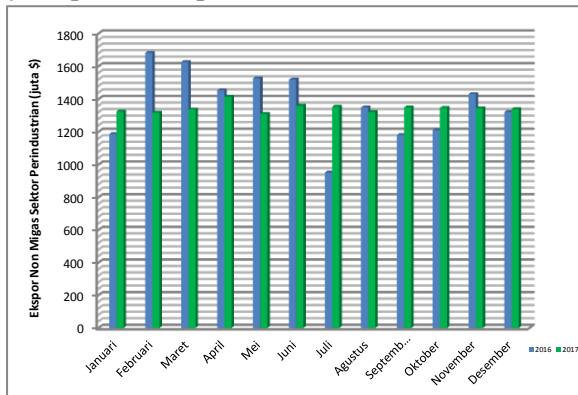
Gambar 4.10 *Plot Data Aktual dengan Ramalan Periode Januari 2009 hingga Desember 2017*

Gambar 4.10 menunjukkan bahwa pergerakan nilai ekspor non migas tahun 2017 mengalami penurunan dibandingkan dengan tahun 2016, terdapat nilai ekspor non migas sektor perindustrian yang mengalami kenaikan yaitu pada bulan April dan Juni 2017. Hasil perbandingan nilai ekspor non migas sektor perindustrian tahun 2016 dengan 2017 yang dapat dilihat pada Tabel 4.6 yang menunjukkan bahwa hasil nilai ramalan ekspor non migas sektor perindustrian pada tahun 2017 yang didapatkan sesuai dengan Persamaan (2.23) dengan menggunakan model ARIMA $([1,2,3,9],1,0)$, nilai ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur yang paling rendah diprediksi terjadi pada bulan Februari 2017, sedangkan yang paling tinggi diperkirakan terjadi pada bulan April 2017. Berbeda dengan tahun 2016, ekspor non migas sektor perindustrian yang paling tinggi terjadi pada bulan Februari 2016, sedangkan yang paling rendah terjadi pada bulan Juli 2016. Nilai ramalan total ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur yaitu pada tahun 2017 mengalami penurunan sebesar \$ 321,95 Juta atau sebesar 1,957 % dari satu tahun sebelumnya.

Tabel 4.6 Perbandingan Ekspor non Migas Sektor Perindustrian
Tahun 2016 dan 2017

Bulan	Tahun 2016	Tahun 2017
Januari	1186,79	1324,97
Februari	1682,66	1318,04
Maret	1626,04	1337,31
April	1453,43	1414,61
Mei	1527,11	1309,77
Juni	1519,19	1359,64
Juli	952,49	1354,32
Agustus	1349,42	1321,98
September	1182,05	1349,62
Oktober	1211,09	1346,76
November	1430,93	1344,49
Desember	1322,05	1339,79

Perbandingan antara kenaikan dan penurunan ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur dengan satu tahun sebelumnya dapat dilihat pada Gambar 4.11



Gambar 4.11 Ekspor non Migas Sektor Perindustrian Tahun 2016 dan 2017

Gambar 4.11 menunjukkan nilai ramalan ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur pada tahun 2017 dibandingkan dengan satu tahun sebelumnya yaitu tahun 2016. Dari grafik tersebut dapat diketahui bahwa besarnya ekspor non migas sektor perindustrian pada tahun 2017 secara umum mengalami

penurunan sebesar 1,957% dari tahun 2016, kenaikan ekspor non migas sektor perindustrian yang tinggi terjadi pada bulan Juli.

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisis dan pembahasan yang telah dilakukan, didapatkan sebuah kesimpulan sebagai berikut.

1. Model terbaik dari ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur yaitu ARIMA ([1,2,3,9]1,0) dengan persamaan model :

$$Z_t = Z_{t-1} - 0,5496Z_{t-1} + 0,5946Z_{t-2} - 0,3806Z_{t-2} + 0,3806Z_{t-3} \\ - 0,2417Z_{t-3} + 0,2417Z_{t-4} - 0,2229Z_{t-9} + 0,2229Z_{t-10} + a_t$$

Persamaan model diatas menunjukkan bahwa peramalan ekspor non migas sektor perindustrian di Jawa Timur dipengaruhi oleh nilai ekspor non migas sektor industri pada 1 bulan, 2 bulan, 3 bulan, 4 bulan, 9 bulan dan 10 bulan sebelumnya.

2. Ekspor non migas sektor perindustrian yang paling tinggi terjadi pada bulan April 2017, sedangkan nilai peramalan yang paling rendah terjadi pada bulan Februari 2017. Ekspor non migas sektor perindustrian mengalami penurunan sebesar 1,957% dibandingkan dengan satu tahun sebelumnya.

5.2 Saran

Saran untuk Pemerintah Provinsi Jawa Timur setelah mengetahui prediksi nilai ekspor non migas sektor perindustrian untuk periode ke depan adalah :

1. Mempersiapkan pasokan barang-barang tujuan ekspor, khususnya dalam bidang industri untuk mencegah adanya defisit pada periode yang diramalkan memiliki nilai yang tinggi.
2. Memperhatikan periode yang mempunyai nilai ramalan rendah supaya barang yang dikirim tidak terlalu berlebihan.

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)

DAFTAR PUSTAKA

- Badan Pusat Statistik. (2016). *Statistik Ekspor Jawa Timur Tahun 2016*. Surabaya : BPS Provinsi Jawa Timur.
- Cynthia, Ari. (2015). *Analisis Perbandingan Menggunakan ARIMA dan Bootsrap pada Peramalan Nilai Ekspor Indonesia*. Semarang : Universitas Negeri Semarang.
- Cryer, J. D., & Chan, K. S. (2008). *Time Series Analysis with Application in R*. New York: Springer.
- Daniel, W. W. (1989). In *Statistika Non Parametrik*. Diterjemahkan oleh: Alex Tri Kantjono W. Jakarta: PT. Gramedia Pustaka Utama.
- Dinas Perdagangan dan Perindustrian. (2011). *Pelaksanaan Kebijakan Pembangunan Industri Jawa Timur*. Surabaya : Forum Komunikasi Perencanaan Industri.
- Gooijer, J. D., & Hyndman, R. J. (2006). 25 Years of Time Series Forecasting. *International Journal of Forecasting* vol. 22 no. 443-473.
- Kementerian Koordinator Bidang Perekonomian. (2011). *Masterplan Percepatan dan Perluasan Pembangunan Ekonomi Indonesia*. Jakarta: IndoPacific Edelman.
- Lathifah. (2011). *Peramalan Ekspor Non Migas Indonesia*. Surabaya : Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Makridakis, S., Wheelwright, S. C., & McGEE, V. E. (1999). *Metode dan Aplikasi Peramalan Jilid 1*. Diterjemahkan oleh: Ir. Hari Suminto. Jakarta: Binarupa Aksara Publisher.
- Maryono, Rista F.R. (2005). *Peramalan Data Ekspor Non Migas dengan Pendekatan Metode ARIMA Box-Jenkins untuk Meramalkan Ekspor Non Migas di Jawa Tengah* . Semarang : Universitas Diponegoro.
- Wei, W. W. (2006). *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods*. Canada: Addison Wesley Publishing Company.

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)

LAMPIRAN

Lampiran A. Data Analisis

Lampiran A1. Data Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian (Juta \$).

Bulan	Tahun			
	2009	2010	2011	2012
Januari	634,60	981,80	1.224,40	1.133,53
Februari	582,50	854,20	1.135,10	1.368,69
Maret	625,40	1.011,30	1.435,50	1.138,60
April	639,80	963,30	1.701,20	1.029,00
Mei	609,70	765,20	1.256,90	1.252,02
Juni	695,00	908,40	1.184,90	1.216,08
Juli	440,40	879,80	1.271,40	1.195,86
Agustus	719,30	990,40	1.135,60	998,06
September	779,00	784,90	1.177,30	1.349,67
Oktober	1.191,60	1.046,10	1.155,80	1.162,55
November	819,90	1.073,80	1.552,92	1.213,16
Desember	987,40	1.300,50	1.148,68	1.162,63

Lampiran A2. Data Nilai Ekspor Non Migas Sektor Perindustrian (Juta \$).

Bulan	Tahun			
	2013	2014	2015	2016
Januari	1.108,31	1.460,29	1.235,99	1.186,79
Februari	1.181,53	1.455,16	1.349,59	1.682,66
Maret	1.087,39	1.433,04	1.330,71	1.626,04
April	1.139,66	1.312,47	1.414,92	1.453,43
Mei	1.142,63	1.443,30	1.355,01	1.527,11
Juni	1.044,96	1.592,93	1.303,06	1.519,19
Juli	1.128,13	1.269,43	885,25	952,49
Agustus	926,97	1.195,05	1.183,09	1.349,42
September	1.210,39	1.291,66	1.213,06	1.182,05
Oktober	1.255,31	1.399,72	1.219,12	1.211,09
November	1.210,39	1.210,44	1.060,54	1.430,93
Desember	1.304,36	1.203,64	1.087,93	1.322,05

Lampiran A3. Surat Keterangan Pengambilan Data



**BADAN PUSAT STATISTIK
PROVINSI JAWA TIMUR**



SURAT KETERANGAN

Nomor : B-35563.031/BPS/9260/03/2017

Yang bertanda tangan dibawah ini :

N a m a : Thomas Wunang Tjahjo, M.Sc, M.Eng.
N I P : 19700329 1992 11 1 001
Jabatan : Kepala Bidang Integrasi Pengolahan dan
Diseminasi Statistik

Dengan ini menerangkan bahwa :

N a m a : Mohammad Fariq
Fakultas/Program Studi : Vokasi / Diploma III Statistik Bisnis
N.R.P : 1314030015
Alamat Rumah : Karanganom, Karangbinangun Kabupaten Lamongan
HP. 085784778248
Akademi / Universitas : Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)
Telp (031) 594 3352, (031) 599 4251-55
Fax (031) 592 2940

Benar-benar telah mencari data di Kantor Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jawa Timur dalam rangka menyusun Tugas Akhir / Skripsi dengan judul :

"Peramalan Hasil Ekspor non-Migas Sektor Perindustrian di Jawa Timur dengan Menggunakan ARIMA Box-Jenkins "

Demikian surat keterangan ini dibuat dan agar dipergunakan sebagaimana mestinya

Surabaya, 13 Maret 2017

Aq. Kepala BPS Provinsi Jawa Timur
Kepala Bidang IPDS
Thomas Wunang Tjahjo, M.Sc, M.Eng.

Lampiran A4. Surat Pernyataan Kevalidan Data

SURAT PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan dibawah ini, mahasiswa Departemen Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS :

Nama : Mohammad Fariq

NRP : 1314 030 015


Menyatakan bahwa data yang digunakan dalam Tugas Akhir ini merupakan data sekunder yang diambil dari Penelitian/Buku/Tugas Akhir/Thesis/Publikasi *) yaitu

Sumber : Buku Statistik Ekspor Jawa Timur Tahun 2009-2016

Keterangan : Statistik Ekspor migas dan non migas, ekspor sektor pertanian, sektor perindustrian dan pertambangan Tahun 2009-2016. Negara Tujuan Ekspor migas dan non migas. Komoditi ekspor non migas sektor perindustrian

Surat Pernyataan ini dibuat dengan sebenarnya. Apabila terdapat pemalsuan data, maka saya siap menerima sanksi sesuai dengan peraturan yang berlaku.

Surabaya, 05 Juli 2017
Yang Membuat Pernyataan


(Mohammad Fariq)
NRP. 1314 030 015

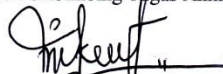
Menyetujui,

Pembimbing Tugas Akhir,



Dra. Sri Mumpuni Retnaningsih, MT
NIP. 19610311 198701 2 001

Co Pembimbing Tugas Akhir



Mike Prastuti, S.Si, M.Si
NIP. 19910122 201504 2 002

Lampiran B. Output Minitab Autocorrelation Function

**Lampiran B1. Output Minitab Autocorrelation Function
sebelum differencing**

Autocorrelation Function: Actual In Sample

Lag	ACF	T	LBQ
1	0,715534	6,56	44,56
2	0,632581	4,08	79,81
3	0,599133	3,27	111,83
4	0,574907	2,80	141,67
5	0,443309	1,98	159,64
6	0,368906	1,58	172,25
7	0,334550	1,39	182,75
8	0,282044	1,15	190,31
9	0,191294	0,77	193,84
10	0,270323	1,07	200,97
11	0,217418	0,85	205,65
12	0,238979	0,93	211,38
13	0,187840	0,72	214,97
14	0,175310	0,67	218,14
15	0,180270	0,69	221,54
16	0,112359	0,42	222,88
17	0,057816	0,22	223,24
18	0,026466	0,10	223,32
19	-0,019392	-0,07	223,36
20	-0,074432	-0,28	223,99
21	-0,169047	-0,64	227,26
22	-0,156163	-0,59	230,10
23	-0,117723	-0,44	231,75
24	-0,157368	-0,59	234,73
25	-0,099599	-0,37	235,94
26	-0,163295	-0,60	239,26
27	-0,109412	-0,40	240,78
28	-0,063352	-0,23	241,30
29	-0,050348	-0,19	241,63
30	-0,028823	-0,11	241,74
31	-0,001467	-0,01	241,74
32	-0,003387	-0,01	241,74
33	0,021832	0,08	241,81
34	-0,004363	-0,02	241,81
35	0,109766	0,40	243,59
36	0,032649	0,12	243,75
37	0,055649	0,20	244,23
38	0,058285	0,21	244,76
39	0,052901	0,19	245,21
40	-0,022526	-0,08	245,29
41	-0,030565	-0,11	245,45
42	-0,000529	-0,00	245,45
43	-0,038784	-0,14	245,72

**Lampiran B2. Output Minitab Autocorrelation Function
Sebelum Differencing(Lanjutan)**

44	-0,119339	-0,44	248,29
45	-0,069669	-0,25	249,19
46	-0,058728	-0,21	249,84
47	-0,030245	-0,11	250,02
48	-0,056115	-0,20	250,65
49	-0,059306	-0,22	251,38
50	-0,065202	-0,24	252,28
51	-0,117223	-0,43	255,29
52	-0,137744	-0,50	259,57
53	-0,146528	-0,53	264,58
54	-0,194277	-0,70	273,67
55	-0,251104	-0,90	289,37
56	-0,274608	-0,98	308,83
57	-0,292738	-1,03	331,76
58	-0,292203	-1,01	355,48
59	-0,322554	-1,11	385,54
60	-0,282143	-0,95	409,50
61	-0,268287	-0,90	432,11
62	-0,230525	-0,76	449,56
63	-0,227716	-0,75	467,40
64	-0,205480	-0,67	482,65
65	-0,174748	-0,57	494,26
66	-0,137839	-0,45	501,89
67	-0,150231	-0,49	511,48
68	-0,149613	-0,48	521,58
69	-0,173206	-0,56	536,03
70	-0,128036	-0,41	544,49
71	-0,121947	-0,39	552,75
72	-0,094253	-0,30	558,10
73	-0,113053	-0,36	566,49
74	-0,087451	-0,28	572,02
75	-0,066144	-0,21	575,53
76	-0,028566	-0,09	576,27
77	-0,004622	-0,01	576,29
78	0,009302	0,03	576,39
79	-0,014379	-0,05	576,69
80	-0,008655	-0,03	576,83
81	0,001570	0,00	576,83
82	0,010398	0,03	577,22
83	0,003664	0,01	577,32

Lampiran B3. *Output Minitab Autocorrelation Function* sesudah differencing

```
MTB > ACF 'Diff';
SUBC> Lags 84.
```

Autocorrelation Function: Diff

Lag	ACF	T	LBQ
1	-0,398658	-3,63	13,67
2	-0,086097	-0,68	14,32
3	-0,016344	-0,13	14,34
4	0,199100	1,57	17,88
5	-0,098641	-0,76	18,76
6	-0,120807	-0,92	20,10
7	0,086736	0,65	20,80
8	0,084205	0,63	21,47
9	-0,250358	-1,87	27,44
10	0,182736	1,31	30,67
11	-0,113916	-0,80	31,94
12	0,137655	0,96	33,82
13	-0,099049	-0,68	34,81
14	-0,002311	-0,02	34,81
15	0,128661	0,88	36,53
16	-0,065466	-0,44	36,98
17	-0,017519	-0,12	37,01
18	0,025454	0,17	37,08
19	0,035162	0,24	37,22
20	0,034190	0,23	37,35
21	-0,156832	-1,06	40,15
22	-0,044655	-0,30	40,38
23	0,192285	1,28	44,73
24	-0,204303	-1,34	49,72
25	0,214936	1,38	55,34
26	-0,168792	-1,06	58,86
27	0,065136	0,40	59,40
28	-0,023784	-0,15	59,47
29	-0,027262	-0,17	59,57
30	0,004009	0,02	59,57
31	0,031756	0,20	59,71
32	-0,044657	-0,28	59,98
33	0,093819	0,58	61,23
34	-0,193297	-1,18	66,61
35	0,290237	1,75	78,99
36	-0,195036	-1,13	84,70
37	0,084049	0,48	85,78
38	-0,029106	-0,17	85,91
39	0,115604	0,66	88,06
40	-0,092552	-0,53	89,46
41	-0,077561	-0,44	90,47
42	0,127263	0,72	93,26

Lampira B4. Output Minitab Autocorrelation Function
sesudah differencing (Lanjutan)

```
MTB > ACF 'Diff';
SUBC> Lags 84.
```

Autocorrelation Function: Diff

Lag	ACF	T	LBQ
43	0,043582	0,24	93,59
44	-0,187219	-1,05	99,93
45	0,040344	0,22	100,24
46	-0,021748	-0,12	100,33
47	0,091136	0,50	101,95
48	-0,054245	-0,30	102,55
49	0,023447	0,13	102,66
50	0,064545	0,36	103,55
51	-0,051077	-0,28	104,13
52	-0,023186	-0,13	104,25
53	0,057398	0,32	105,02
54	0,031133	0,17	105,26
55	-0,102226	-0,56	107,89
56	0,047730	0,26	108,49
57	-0,032273	-0,18	108,77
58	0,046109	0,25	109,37
59	-0,117590	-0,64	113,44
60	0,081154	0,44	115,46
61	-0,050085	-0,27	116,26
62	0,062744	0,34	117,58
63	-0,063414	-0,34	119,00
64	0,011460	0,06	119,05
65	0,015454	0,08	119,14
66	0,034302	0,19	119,63
67	-0,040938	-0,22	120,37
68	0,067490	0,36	122,51
69	-0,111153	-0,60	128,74
70	0,037197	0,20	129,49
71	-0,041337	-0,22	130,49
72	0,095262	0,51	136,31
73	-0,066114	-0,35	139,40
74	0,009484	0,05	139,47
75	-0,020881	-0,11	139,85
76	0,014541	0,08	140,07
77	0,006410	0,03	140,12
78	-0,003193	-0,02	140,13
79	-0,001394	-0,01	140,13
80	-0,002294	-0,01	140,15
81	0,003937	0,02	140,20
82	-0,000484	-0,00	140,20

Lampiran C. Output Minitab Partial Autocorrelation Function

Lampiran C1. Output Minitab Partial Autocorrelation Function sesudah differencing

Partial Autocorrelation Function: Aktual In Sample

Lag	PACF	T
1	0,715534	6,56
2	0,247108	2,26
3	0,177940	1,63
4	0,125055	1,15
5	-0,161468	-1,48
6	-0,071791	-0,66
7	0,007105	0,07
8	-0,018316	-0,17
9	-0,071242	-0,65
10	0,279295	2,56
11	-0,061068	-0,56
12	0,129122	1,18
13	-0,083236	-0,76
14	-0,115758	-1,06
15	0,054793	0,50
16	-0,156061	-1,43
17	-0,071213	-0,65
18	-0,020469	-0,19
19	-0,011905	-0,11
20	-0,093013	-0,85
21	-0,085108	-0,78
22	-0,013536	-0,12
23	0,175467	1,61
24	-0,012528	-0,11
25	0,146505	1,34
26	-0,226288	-2,07
27	0,052127	0,48
28	0,125074	1,15
29	-0,049383	-0,45
30	0,104819	0,96
31	0,100635	0,92
32	-0,040202	-0,37
33	0,074049	0,68
34	-0,051737	-0,47
35	0,111612	1,02
36	-0,034579	-0,32
37	-0,022658	-0,21
38	-0,035179	-0,32
39	-0,106208	-0,97
40	-0,235930	-2,16
41	-0,009252	-0,08
42	0,032614	0,30
43	-0,137213	-1,26

Lampiran C2. Output Minitab Partial Autocorrelation Function (Lanjutan)

44	0,062202	0,57
45	-0,038061	-0,35
46	0,121191	1,11
47	0,031105	0,29
48	-0,101267	-0,93
49	0,000654	0,01
50	-0,107413	-0,98
51	-0,070139	-0,64
52	0,000697	0,01
53	-0,054221	-0,50
54	0,043504	0,40
55	0,007704	0,07
56	0,042285	0,39
57	-0,016706	-0,15
58	-0,033122	-0,30
59	0,025303	0,23
60	-0,071155	-0,65
61	-0,004037	-0,04
62	0,023234	0,21
63	-0,047366	-0,43
64	-0,039997	-0,37
65	0,055218	0,51
66	-0,014319	-0,13
67	0,041740	0,38
68	0,038310	0,35
69	-0,079562	-0,73
70	0,006549	0,06
71	0,062901	0,58
72	-0,066698	-0,61
73	-0,030175	-0,28
74	-0,038174	-0,35
75	0,004210	0,04
76	0,076438	0,70
77	-0,041407	-0,38
78	0,011657	0,11
79	-0,041374	-0,38
80	-0,058462	-0,54
81	-0,024546	-0,22
82	0,025628	0,23
83	0,030097	0,28

Lampiran D. Sintax SAS Pengujian *Dickey Fuller***Lampiran D1.** Syntax SAS Pengujian *Dickey Fuller* Sebelum
Differencing

```
data industri;  
input y;  
datalines;  
634,60  
582,50  
625,40  
639,80  
609,70  
695,00  
440,40  
719,30  
779,00  
1191,60  
.  
.  
.  
1414,92  
1355,01  
1303,06  
885,25  
1183,09  
1213,06  
1219,12  
1060,54  
1087,93  
;  
data industri;  
set industri;  
y1=lag1(y);  
yd=y-y1;  
run;  
proc reg data=industri;  
model yd=y1/noint;  
run;
```

Lampiran D2. Syntax SAS Pengujian *Dickey Fuller* Setelah
Differencing

```
data industri;
input y;
datalines;
*
-52,10
42,90
14,40
-30,10
85,30
-254,60
278,90
59,70
412,60
.
.
.
-59,91
-51,95
-417,81
297,84
29,97
6,06
-158,58
27,39
;
data industri;
set industri;
y1=lag1(y);
yd=y-y1;
run;
proc reg data=industri;
model yd=y1/noint;
run;
```

Lampiran E. Output SAS Hasil Pengujian *Dickey Fuller*
Lampiran E1. Output SAS Pengujian Dickey Fuller Sebelum
Differencing

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	1	7583.63247	7583.63247	0.24	0.6262
Error	82	2601698	31728		
Uncorrected Total	83	2609282			
Root MSE					
Dependent Mean		178.12363	R-Square	0.0029	
Coeff Var		5.46181	Adj R-Sq	-0.0093	
			3261.25803		
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
y1	1	-0.00830	0.01697	-0.49	0.6262

Lampiran E2. *Output SAS Pengujian Dickey Fuller Setelah Differencing*

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	1	5093616	5093616	188.00	<.0001
Error	81	2194648	27094		
Uncorrected Total	82	7288265			
Root MSE		164.60384	R-Square	0.6989	
Dependent Mean		0.96939	Adj R-Sq	0.6952	
Coeff Var			16980		
Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
y1	1	-1.39738	0.10192	-13.71	<.0001

Lampiran F. Perhitungan Manual $rMSE$ dan $sMAPE$
Lampiran F1. Perhitungan Manual $rMSE$ Model ARIMA (2,1,0)

Ramalan <i>Out Sample</i>	Aktual <i>Out Sample</i>	$(Z_t - \hat{Z}_t)$	$(Z_t - \hat{Z}_t)^2$
1128,85	1087,93	-40,92	1674,446
1117,42	1682,66	565,24	319496,3
1112,43	1626,04	513,61	263795,2
1115,18	1453,43	338,25	114413,1
1115,57	1527,11	411,54	169365,2
1115,04	1519,19	404,15	163337,2
1115,06	952,49	-162,57	26429
1115,15	1349,42	234,27	54882,43
1115,13	1182,05	66,92	4478,286
1115,12	1211,09	95,97	9210,241
1115,12	1430,93	315,81	99735,96
1115,12	1322,05	206,93	42820,02
		<i>MSE</i>	105803,1
		<i>rMSE</i>	325,2739

Lampiran F2. Perhitungan Manual *sMAPE* Model ARIMA
(2,1,0)

Ramalan <i>Out Sample</i>	Aktual <i>Out Sample</i>	$ Z_t - \hat{Z}_t $	$ Z_t + \hat{Z}_t $	$ Z_t + \hat{Z}_t /2$	$\frac{ Z_t - \hat{Z}_t }{1/2 Z_t + \hat{Z}_t }$
1128,85	1087,93	40,92	2216,78	1108,39	0,036918
1117,42	1682,66	565,24	2800,08	1400,04	0,403731
1112,43	1626,04	513,61	2738,47	1369,235	0,375107
1115,18	1453,43	338,25	2568,61	1284,305	0,263372
1115,57	1527,11	411,54	2642,68	1321,34	0,311457
1115,04	1519,19	404,15	2634,23	1317,115	0,306845
1115,06	952,49	162,57	2067,55	1033,775	0,157259
1115,15	1349,42	234,27	2464,57	1232,285	0,19011
1115,13	1182,05	66,92	2297,18	1148,59	0,058263
1115,12	1211,09	95,97	2326,21	1163,105	0,082512
1115,12	1430,93	315,81	2546,05	1273,025	0,248078
1115,12	1322,05	206,93	2437,17	1218,585	0,169812
				<i>sMAPE</i>	21,965

Lampiran F3. Perhitungan Manual $rMSE$ Model ARIMA (0,1,1)

Ramalan <i>Out Sample</i>	Aktual <i>Out Sample</i>	$(Z_t - \hat{Z}_t)$	$(Z_t - \hat{Z}_t)^2$
1117,9	1087,93	-29,97	898,2009
1117,9	1682,66	564,76	318953,9
1117,9	1626,04	508,14	258206,3
1117,9	1453,43	335,53	112580,4
1117,9	1527,11	409,21	167452,8
1117,9	1519,19	401,29	161033,7
1117,9	952,49	-165,41	27360,47
1117,9	1349,42	231,52	53601,51
1117,9	1182,05	64,15	4115,222
1117,9	1211,09	93,19	8684,376
1117,9	1430,93	313,03	97987,78
1117,9	1322,05	204,15	41677,22
		MSE	104379,3
		$rMSE$	323,0779

Lampiran F4. Perhitungan Manual *sMAPE* Model ARIMA (0,1,1)

Ramalan <i>Out Sample</i>	Aktual <i>Out Sample</i>	$ Z_t - \hat{Z}_t $	$ Z_t + \hat{Z}_t $	$ Z_t + \hat{Z}_t /2$	$\frac{ Z_t - \hat{Z}_t }{1/2 Z_t + \hat{Z}_t }$
1117,9	1087,93	29,97	2205,83	1102,915	0,027173
1117,9	1682,66	564,76	2800,56	1400,28	0,403319
1117,9	1626,04	508,14	2743,94	1371,97	0,370373
1117,9	1453,43	335,53	2571,33	1285,665	0,260978
1117,9	1527,11	409,21	2645,01	1322,505	0,30942
1117,9	1519,19	401,29	2637,09	1318,545	0,304343
1117,9	952,49	165,41	2070,39	1035,195	0,159786
1117,9	1349,42	231,52	2467,32	1233,66	0,187669
1117,9	1182,05	64,15	2299,95	1149,975	0,055784
1117,9	1211,09	93,19	2328,99	1164,495	0,080026
1117,9	1430,93	313,03	2548,83	1274,415	0,245626
1117,9	1322,05	204,15	2439,95	1219,975	0,167339
				<i>sMAPE</i>	21,432

Lampiran F5. Perhitungan Manual $rMSE$ Model ARIMA
 ([1,2,3,9],1,0)

Ramalan <i>Out Sample</i>	Aktual <i>Out Sample</i>	$(Z_t - \hat{Z}_t)$	$(Z_t - \hat{Z}_t)^2$
1107,23	1087,93	-19,3	372,49
1138,35	1682,66	544,31	296273,4
1106,88	1626,04	519,16	269527,1
1193,39	1453,43	260,04	67620,8
1073,29	1527,11	453,82	205952,6
1126,86	1519,19	392,33	153922,8
1117,62	952,49	-165,13	27267,92
1165,99	1349,42	183,43	33646,56
1111,6	1182,05	70,45	4963,203
1128,67	1211,09	82,42	6793,056
1121,62	1430,93	309,31	95672,68
1141,25	1322,05	180,8	32688,64
		MSE	99558,44
		$rMSE$	315,5288

Lampiran F6. Perhitungan Manual MAPE Model ARIMA
([1,2,3,9],1,0)

Ramalan <i>Out Sample</i>	Aktual <i>Out Sample</i>	$ Z_t - \hat{Z}_t $	$ Z_t + \hat{Z}_t $	$ Z_t + \hat{Z}_t /2$	$\frac{ Z_t - \hat{Z}_t }{1/2 Z_t + \hat{Z}_t }$
1107,23	1087,93	19,3	2195,16	1097,58	0,017584
1138,35	1682,66	544,31	2821,01	1410,505	0,385897
1106,88	1626,04	519,16	2732,92	1366,46	0,379931
1193,39	1453,43	260,04	2646,82	1323,41	0,196492
1073,29	1527,11	453,82	2600,4	1300,2	0,349039
1126,86	1519,19	392,33	2646,05	1323,025	0,29654
1117,62	952,49	165,13	2070,11	1035,055	0,159537
1165,99	1349,42	183,43	2515,41	1257,705	0,145845
1111,6	1182,05	70,45	2293,65	1146,825	0,06143
1128,67	1211,09	82,42	2339,76	1169,88	0,070452
1121,62	1430,93	309,31	2552,55	1276,275	0,242354
1141,25	1322,05	180,8	2463,3	1231,65	0,146795
				<i>sMAPE</i>	20,432

Lampiran F7. Perhitungan Manual $rMSE$ Model ARIMA (3,1,0)

Ramalan <i>Out Sample</i>	Aktual <i>Out Sample</i>	$(Z_t - \hat{Z}_t)$	$(Z_t - \hat{Z}_t)^2$
1130,39	1087,93	-42,46	1802,852
1129,15	1682,66	553,51	306373,3
1100,06	1626,04	525,98	276655
1111,28	1453,43	342,15	117066,6
1117,84	1527,11	409,27	167501,9
1115,37	1519,19	403,82	163070,6
1110,63	952,49	-158,14	25008,26
1113,74	1349,42	235,68	55545,06
1114,46	1182,05	67,59	4568,408
1113,67	1211,09	97,42	9490,656
1113,01	1430,93	317,92	101073,1
1113,73	1322,05	208,32	43397,22
		MSE	105962,8
		$rMSE$	325,5192

**Lampiran F8. Perhitungan Manual MAPE Model ARIMA
(3,1,0)**

Ramalan <i>Out Sample</i>	Aktual <i>Out Sample</i>	$ Z_t - \hat{Z}_t $	$ Z_t + \hat{Z}_t $	$ Z_t + \hat{Z}_t /2$	$\frac{ Z_t - \hat{Z}_t }{1/2 Z_t + \hat{Z}_t }$
1130,39	1087,93	42,46	2218,32	1109,16	0,038281
1129,15	1682,66	553,51	2811,81	1405,905	0,393704
1100,06	1626,04	525,98	2726,1	1363,05	0,385885
1111,28	1453,43	342,15	2564,71	1282,355	0,266814
1117,84	1527,11	409,27	2644,95	1322,475	0,309473
1115,37	1519,19	403,82	2634,56	1317,28	0,306556
1110,63	952,49	158,14	2063,12	1031,56	0,153302
1113,74	1349,42	235,68	2463,16	1231,58	0,191364
1114,46	1182,05	67,59	2296,51	1148,255	0,058863
1113,67	1211,09	97,42	2324,76	1162,38	0,083811
1113,01	1430,93	317,92	2543,94	1271,97	0,249943
1113,73	1322,05	208,32	2435,78	1217,89	0,17105
				<i>sMAPE</i>	21,742

Lampiran G. Syntax SAS Pengujian Model ARIMA

Lampiran G1. Syntax SAS Model ARIMA (0,1,1)

```

data industri;
input y;
datalines;
634,60
582,50
625,40
639,80
609,70
695,00
440,40
719,30
779,00
.
.
.
1414,92
1355,01
1303,06
885,25
1183,09
1213,06
1219,12
1060,54
1087,93
;
proc arima data=industri;
identify var=y(1);
estimate
p=(0) q=(1)
noconstant method=cls
WHITENOISE=IGNOREMISS;
forecast out=ramalan lead=12;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;

```

Lampiran G2. Syntax SAS Model ARIMA (2,1,0)

```
data industri;
input y;
datalines;
634,60
582,50
625,40
639,80
609,70
695,00
440,40
719,30
779,00
.
.
.
1414,92
1355,01
1303,06
885,25
1183,09
1213,06
1219,12
1060,54
1087,93
;
proc arima data=industri;
identify var=y(1);
estimate
p=(1,2) q=(0)
noconstant method=cls
WHITENOISE=IGNOREMISS;
forecast out=ramalan lead=12;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

Lampiran G3. Syntax SAS Model ARIMA (3,1,0)

```
data industri;
input y;
datalines;
;
proc arima data=industri;
identify var=y(1);
estimate
p=(1,2,3) q=(0)
noconstant method=cls
WHITENOISE=IGNOREMISS;
forecast out=ramalan lead=12;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

Lampiran G4. Syntax SAS Model ARIMA ([1,2,3,9],1,0)

```

data industri;
input y;
datalines;
634,60
582,50
625,40
639,80
609,70
695,00
440,40
719,30
779,00

.
.
.
1414,92
1355,01
1303,06
885,25
1183,09
1213,06
1219,12
1060,54
1087,93
;
proc arima data=industri;
identify var=y(1);
estimate
p=(1,2,3,9) q=(0)
noconstant method=cls
WHITENOISE=IGNOREMISS;
forecast out=ramalan lead=12;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;

```


Lampiran G5. Syntax SAS Model ARIMA (2,1,1)

```

data industri;
input y;
datalines;
634,60
582,50
625,40
639,80
609,70
695,00
440,40
719,30
779,00
.
.
.
1414,92
1355,01
1303,06
885,25
1183,09
1213,06
1219,12
1060,54
1087,93
;
proc arima data=industri;
identify var=y(1);
estimate
p=(1,2) q=(1)
noconstant method=cls
WHITENOISE=IGNOREMISS;
forecast out=ramalan lead=12;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;

```

Lampiran G6. Syntax SAS Model ARIMA (3,1,1)

```
data industri;
input y;
datalines;
634,60
582,50
625,40
639,80
609,70
695,00
440,40
719,30
779,00
.
.
.
1414,92
1355,01
1303,06
885,25
1183,09
1213,06
1219,12
1060,54
1087,93
;
proc arima data=industri;
identify var=y(1);
estimate
p=(1,2,3) q=(1)
noconstant method=cls
WHITENOISE=IGNOREMISS;
forecast out=ramalan lead=12;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

Lampiran G7. Syntax SAS ARIMA ([1,2,3,9],1,1)

```

data industri;
input y;
datalines;
634,60
582,50
625,40
639,80
609,70
695,00
440,40
719,30
779,00
.
.
.
1414,92
1355,01
1303,06
885,25
1183,09
1213,06
1219,12
1060,54
1087,93
;
proc arima data=industri;
identify var=y(1);
estimate
p=(1,2,3,9) q=(1)
noconstant method=cls
WHITENOISE=IGNOREMISS;
forecast out=ramalan lead=12;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;

```

Lampiran G8. Syntax SAS Model ARIMA ([1,2,3,9,22],1,1)

```
data industri;
input y;
datalines;
634,60
582,50
625,40
639,80
609,70
695,00
440,40
719,30
779,00
.
.
.
1414,92
1355,01
1303,06
885,25
1183,09
1213,06
1219,12
1060,54
1087,93
;
proc arima data=industri;
identify var=y(1);
estimate
p=(1,2,3,9,22) q=(1)
noconstant method=cls
WHITENOISE=IGNOREMISS;
forecast out=ramalan lead=12;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

Lampiran H. Output SAS Pengujian Model ARIMA**Lampiran H1. Output SAS Pengujian Model ARIMA (0,1,1)**

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Standard Estimate		Error	Approx t Value		Pr > t		Lag	
MA1,1	0.57712		0.09049	6.38		<.0001		1	
Variance Estimate				24117.31					
Std Error Estimate				155.2975					
AIC				1074.065					
SBC				1076.483					
Number of Residuals				83					
* AIC and SBC do not include log determinant.									
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr > -----Autocorrelations-----				
6	5.87	5	0.3193	0.011	-0.066	0.034	0.179	-0.080	-0.146
12	12.13	11	0.3537	0.025	0.004	-0.210	0.079	-0.027	0.115
18	15.17	17	0.5835	-0.024	0.053	0.155	0.006	0.004	0.042
24	23.92	23	0.4082	0.040	-0.036	-0.208	-0.086	0.110	-0.101
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			-----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.972836		Pr < W	0.0757				
Kolmogorov-Smirnov	D	0.067534		Pr > D	>0.1500				
Cramer-von Mises	W-Sq	0.063119		Pr > W-Sq	>0.2500				
Anderson-Darling	A-Sq	0.532164		Pr > A-Sq	0.1762				

Lampiran H2. Output SAS Pengujian Model ARIMA (2,1,0)

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Standard Estimate		Error	Approx t Value		Pr > t		Lag	
AR1,1	-0.51225		0.10641	-4.81		<.0001		1	
AR1,2	-0.29028		0.10692	-2.71		0.0081		2	
Variance Estimate				24865.45					
Std Error Estimate				157.6878					
AIC				1077.582					
SBC				1082.419					
Number of Residuals				83					
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-		Pr > Autocorrelations-----			
6	6.19	4	0.1855	-0.065	-0.052	-0.112	0.176	-0.073	-0.116
12	13.36	10	0.2045	-0.005	0.035	-0.213	0.094	-0.051	0.128
18	15.87	16	0.4618	-0.049	0.051	0.129	-0.007	-0.001	0.051
24	25.50	22	0.2736	0.056	-0.046	-0.195	-0.107	0.148	-0.083
Tests for Normality									
Test		--Statistic--			----p Value-----				
Shapiro-Wilk		W	0.972719		Pr < W	0.0744			
Kolmogorov-Smirnov		D	0.075145		Pr > D	>0.1500			
Cramer-von Mises		W-Sq	0.05486		Pr > W-Sq	>0.2500			
Anderson-Darling		A-Sq	0.494604		Pr > A-Sq	0.2179			

Lampiran H3. Output SAS Pengujian Model ARIMA (3,1,0)

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag				
AR1,1	-0.57781	0.10899	-5.30	<.0001	1				
AR1,2	-0.40721	0.11901	-3.42	0.0010	2				
AR1,3	-0.22730	0.10960	-2.07	0.0413	3				
Variance Estimate			23891.7						
Std Error Estimate			154.5694						
AIC			1075.235						
SBC			1082.492						
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	Autocorrelations-----			
6	2.57	3	0.4629	0.021	0.037	0.020	0.040	-0.053	-0.147
12	9.86	9	0.3618	0.001	-0.036	-0.205	0.105	-0.069	0.129
18	13.21	15	0.5863	0.009	0.047	0.160	0.003	0.046	0.045
24	22.91	21	0.3488	-0.004	-0.026	-0.228	-0.092	0.109	-0.105
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			-----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.975332		Pr < W	0.1107				
Kolmogorov-Smirnov	D	0.077015		Pr > D	>0.1500				
Cramer-von Mises	W-Sq	0.054737		Pr > W-Sq	>0.2500				
Anderson-Darling	A-Sq	0.466852		Pr > A-Sq	0.2487				

Lampiran H4. Output SAS Pengujian Model ARIMA ([1,2,3,9],1,0)

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag				
AR1,1	-0.54962	0.10722	-5.13	<.0001	1				
AR1,2	-0.38060	0.11687	-3.26	0.0017	2				
AR1,3	-0.24176	0.10725	-2.25	0.0270	3				
AR1,4	-0.22294	0.10114	-2.20	0.0304	9				
Variance Estimate			22792.41						
Std Error Estimate			150.9715						
AIC			1072.281						
SBC			1081.957						
Number of Residuals			83						
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >				
-----Autocorrelations-----									
6	1.79	2	0.4076	0.022	-0.000	0.045	0.038	-0.055	-0.113
12	4.09	8	0.8485	0.011	-0.044	-0.016	0.027	-0.074	0.122
18	5.87	14	0.9697	-0.000	0.048	0.094	0.074	0.018	0.009
24	15.78	20	0.7302	0.035	-0.065	-0.223	-0.083	0.125	-0.092
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.973547			Pr < W	0.0844			
Kolmogorov-Smirnov	D	0.06883			Pr > D	>0.1500			
Cramer-von Mises	W-Sq	0.078187			Pr > W-Sq	0.2226			
Anderson-Darling	A-Sq	0.591874			Pr > A-Sq	0.1240			

Lampiran H5. *Output* SAS Pengujian Model ARIMA ([1,2,3,9,22],1,0)

Conditional Least Squares Estimation						
Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag	
AR1,1	-0.57444	0.10799	-5.32	<.0001	1	
AR1,2	-0.38496	0.11618	-3.31	0.0014	2	
AR1,3	-0.24167	0.10658	-2.27	0.0261	3	
AR1,4	-0.22473	0.10052	-2.24	0.0282	9	
AR1,5	-0.14961	0.10597	-1.41	0.1620	2	
Variance Estimate			22509.39			
Std Error Estimate			150.0313			
AIC			1072.187			
SBC			1084.281			
Number of Residuals			83			
* AIC and SBC do not include log determinant.						
Autocorrelation Check of Residuals						
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	Autocorrelations-----
6	2.67	1	0.1021	0.041	-0.031	0.092 0.024 -0.055 -0.122
12	5.08	7	0.6505	0.017	-0.056	-0.008 0.033 -0.088 0.110
18	7.19	13	0.8921	0.041	0.029	0.112 0.058 0.042 0.015
24	15.69	19	0.6781	0.027	-0.048	-0.237 0.017 0.057 -0.107
Tests for Normality						
Test	--Statistic--			-----p Value-----		
Shapiro-Wilk	W	0.973904	Pr < W	0.0891		
Kolmogorov-Smirnov	D	0.079048	Pr > D	>0.1500		
Cramer-von Mises	W-Sq	0.090334	Pr > W-Sq	0.1507		
Anderson-Darling	A-Sq	0.616524	Pr > A-Sq	0.1062		

Lampiran H6. Output SAS Pengujian Model ARIMA (2,1,1)

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Error	t Value	Pr > t	Lag				
MA1,1	0.39645	0.28702	1.38	0.1710	1				
AR1,1	-0.16645	0.29157	-0.57	0.5697	1				
AR1,2	-0.16852	0.17695	-0.95	0.3438	2				
Variance Estimate			24460.87						
Std Error Estimate			156.3997						
AIC			1077.189						
SBC			1084.446						
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	Autocorrelations-----			
6	4.05	3	0.2565	-0.009	0.021	-0.032	0.140	-0.080	-0.131
12	11.23	9	0.2602	-0.012	0.003	-0.213	0.094	-0.054	0.130
18	14.13	15	0.5156	-0.021	0.060	0.147	0.009	0.020	0.043
24	23.21	21	0.3327	0.028	-0.044	-0.200	-0.104	0.120	-0.103
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.969736	Pr < W	0.0473					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.073167	Pr > D	>0.1500					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.063507	Pr > W-Sq	>0.2500					
Anderson-Darling	A-Sq	0.560425	Pr > A-Sq	0.1467					

Lampiran H7. Output SAS Pengujian Model ARIMA (3,1,1)

Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag
MA1,1	-0.22606	0.45564	-0.50	0.6212	1
AR1,1	-0.79248	0.43636	-1.82	0.0731	1
AR1,2	-0.51858	0.24328	-2.13	0.0361	2
AR1,3	-0.29391	0.14787	-1.99	0.0503	3
Variance Estimate			24069.85		
Std Error Estimate			155.1446		
AIC			1076.808		
SBC			1086.483		
Number of Residuals			83		
* AIC and SBC do not include log determinant.					
Autocorrelation Check of Residuals					
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-Pr >	Autocorrelations-----
6	2.42	2	0.2984	0.007 0.032 0.011 0.000 -0.005 -0.159	
12	10.00	8	0.2648	0.009 -0.040 -0.199 0.114 -0.082 0.132	
18	13.57	14	0.4821	0.012 0.034 0.165 -0.013 0.052 0.051	
24	24.06	20	0.2400	-0.013 -0.009 -0.242 -0.088 0.115 -0.106	
Tests for Normality					
Test	--Statistic--		----p Value-----		
Shapiro-Wilk	W	0.977358	Pr < W	0.1504	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.059435	Pr > D	>0.1500	
Cramer-von Mises	W-Sq	0.044399	Pr > W-Sq	>0.2500	
Anderson-Darling	A-Sq	0.412689	Pr > A-Sq	>0.2500	

Lampiran H8. Output SAS Pengujian Model ARIMA ([1,2,3,9],1,1)

Conditional Least Squares Estimation						
Parameter	Standard Estimate	Error	t Value	Pr > t	Lag	
MA1,1	-0.24983	0.34162	-0.73	0.4668	1	
AR1,1	-0.77321	0.32256	-2.40	0.0189	1	
AR1,2	-0.49437	0.19752	-2.50	0.0144	2	
AR1,3	-0.30039	0.12551	-2.39	0.0191	3	
AR1,4	-0.19950	0.10235	-1.95	0.0549	9	
Variance Estimate			22944.16			
Std Error Estimate			151.4733			
AIC			1073.775			
SBC			1085.869			
Number of Residuals			83			
* AIC and SBC do not include log determinant.						
Autocorrelation Check of Residuals						
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi- -----	Pr > Autocorrelations-----	
6	1.58	1	0.2087	-0.001	-0.001	0.023 0.015 -0.023 -0.126
12	3.98	7	0.7824	0.015	-0.043	-0.033 -0.001 -0.054 0.135
18	5.69	13	0.9568	-0.016	0.044	0.098 0.063 0.020 0.018
24	15.77	19	0.6726	0.033	-0.053	-0.225 -0.087 0.130 -0.093
Tests for Normality						
Test	--Statistic--			----p Value-----		
Shapiro-Wilk	W	0.974748	Pr < W	0.1013		
Kolmogorov-Smirnov	D	0.070321	Pr > D	>0.1500		
Cramer-von Mises	W-Sq	0.071855	Pr > W-Sq	>0.2500		
Anderson-Darling	A-Sq	0.564291	Pr > A-Sq	0.1439		

Lampiran H9. Output SAS Pengujian Model ARIMA ([1,2,3,9,22],1,1)

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag				
MA1,1	-0.73279	0.15854	-4.62	<.0001	1				
AR1,1	-1.16348	0.16649	-6.99	<.0001	1				
AR1,2	-0.64668	0.16424	-3.94	0.0002	2				
AR1,3	-0.30141	0.10525	-2.86	0.0054	3				
AR1,4	-0.13845	0.07630	-1.81	0.0735	9				
AR1,5	-0.16735	0.06296	-2.66	0.0096	22				
Variance Estimate			21704.03						
Std Error Estimate			147.3229						
AIC			1070.092						
SBC			1084.605						
Number of Residuals			83						
* AIC and SBC do not include log determinant.									
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >-----Autocorrelations-----				
6	.	0	.	-0.041	-0.047	-0.027	0.079	-0.007	-0.179
12	5.85	6	0.4404	0.072	-0.057	-0.054	-0.051	0.033	0.073
18	8.74	12	0.7248	0.001	0.024	0.145	-0.026	0.059	0.043
24	13.97	18	0.7307	0.015	-0.033	-0.209	0.020	-0.011	-0.017
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			-----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.975371		Pr < W	0.1114				
Kolmogorov-Smirnov	D	0.063146		Pr > D	>0.1500				
Cramer-von Mises	W-Sq	0.064979		Pr > W-Sq	>0.2500				
Anderson-Darling	A-Sq	0.483712		Pr > A-Sq	0.2300				

BIODATA PENULIS



Penulis Bernama Lengkap MOHAMMAD FARIQ yang lahir pada tanggal 25 Juni 1996 di Kabupaten Lamongan sebagai anak ketujuh dari tujuh bersaudara dari pasangan Bapak Kasenan dan Ibu Samsum. Penulis bertempat tinggal di Dusun Karanganom Kulon RT 01/RW 01 Desa Karanganom Kecamatan

Karangbinangun Kabupaten lamongan. Pendidikan formal yang ditempuh penulis yaitu TK Rohmatul Ummah Karangbinangun, MI Rohmatul Ummah Karangbinangun, MTS Rohmatul Ummah Karangbinangun dan MAN Lamongan , Pada tahun 2014 penulis diterima di Program Studi Diploma III Jurusan Statistika ITS melalui jalur seleksi reguler Program Diploma III dengan NRP 1314030015. Selama perkuliahan penulis aktif dalam berbagai organisasi antara lain Staff Departemen Riset dan Teknologi Himpunan Mahasiswa Diploma Statistika periode 2015/2016, Staff Departemen Dalam Negeri UKM Cinta Rebana ITS, Member Klub Keilmiah ITS. Selama perkuliahan juga aktif dalam berbagai event yang ada di ITS, selain itu selama perkuliahan juga berperan aktif dalam kegiatan pembelajaran sebagai asisten dosen mata kuliah Metode Regresi, Riset Pemasaran dan Metode Multivariat Terapan, apabila pembaca memiliki kritik dan saran atau ingin berdiskusi lebih lanjut mengenai tugas akhir ini, dapat dihubungi melalui email fariqmoh@gmail.com